

PTE ÁJK-KTK Könyvtár

KH 4415

# Ph. D. ÉRTEKEZÉS

Dr. Bugár Gyöngyi

Pécs, 2001



**Ph.D. értekezés**

A KTK

OT

336.7

B 96

# **NEMZETKÖZI PORTFÓLIÓ DIVERZIFIKÁCIÓ A MAGYAR BEFEKTETŐK NÉZŐPONTJÁBÓL**

**Készítette: Dr. Bugár Gyöngyi**

PTE Egyetemi Könyvtár



P000818771

*melikéssel*

**Pécs, 2001**



Pécsi Egyetemi Könyvtár  
Közp. Tagozat  
KH 1415 sz.



# TARTALOMJEGYZÉK

<b>1. BEVEZETÉS.....</b>	<b>1</b>
<b>2. A NEMZETKÖZI PORTFÓLIÓ DIVERZIFIKÁCIÓ MÓDSZERTANA.....</b>	<b>7</b>
2.1 A Markowitz-féle hozam-kockázat hatékonysági kritérium mint befektetési döntési szabály.....	7
2.2 A portfólió-kiválasztás bemenő paramétereinek meghatározása, a paraméterek becslésével kapcsolatos problémák.....	24
2.2.1 Nemzetközileg diverzifikált portfóliók hozama és kockázata.....	24
2.2.2 A portfólió-kiválasztási modell bemenő paramétereinek becslésével kapcsolatos problémák.....	28
2.2.3 A várható hozam becslésének finomítása: a Bayes-Stein-féle transzformáció.....	35
2.3 Portfólió-kiválasztási stratégiák.....	40
2.3.1 Ex post stratégiák.....	40
2.3.2 Ex post versus ex ante elemzés.....	44
2.3.3 Ex ante stratégiák.....	45
2.3.4 Az EPR stratégia invarianciája a Bayes-Stein-féle transzformációval szemben.....	49
2.3.4.1 Fedezetlen eladások megengedettek.....	49
2.3.4.2 Általános eset: a fedezetlen eladások kizárhatók.....	53
2.3.5 A devizaárfolyamok ingadozásából eredő kockázat kezelése: fedezési stratégiák.....	54
2.4 A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyök mérése.....	62



<b>3. EMPIRIKUS ELEMZÉS.....</b>	<b>66</b>
3.1 Az elemzésben felhasznált adatok.....	69
3.2 A részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó potenciális előnyök az 1991. január és 1997. április közötti időszakban.....	71
3.2.1 A vizsgált országok tőzsdeindexeinek és devizaárfolyamainak hozam és kockázat karakterisztikája.....	71
3.2.2 A részvénytőzsdék hozamai közötti korreláció.....	74
3.2.3 A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyök: ex post elemzés.....	76
3.2.4 A portfólió-kiválasztási stratégiák ex ante teljesítményének vizsgálata	80
3.3 A részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó potenciális előnyök az 1995. április és 1999. január közötti időszakban.....	85
3.3.1 A befektetések nemzetközi kiszélesítéséből adódó kockázat csökkentési lehetőségek.....	85
3.3.2 A nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák ex ante teljesítménye.....	90
<b>4. HAZÁNK HELYE ÉS SZEREPE A TŐKEÁRAMLÁS     NEMZETKÖZI RENDSZERÉBEN: TÉNYEK ÉS KILÁTÁSOK.....</b>	<b>96</b>
<b>5. ÖSSZEFOGLALÁS, A KUTATÓMUNKA TÉZISEI.....</b>	<b>106</b>
<b>FÜGGELÉK.....</b>	<b>111</b>
<b>IRODALOMJEGYZÉK.....</b>	<b>115</b>



„A közgazdaság tudomány nemcsak elemzi a valóságot, hanem meg is változtatja.”

(W. Sharpe)

## 1. BEVEZETÉS\*

Az 1970-es években bekövetkezett világgazdasági események nagy horderejű változásokat idéztek elő a nemzetközi pénzügyi rendszerben. Véget ért az egyes külföldi fizetőeszközök közötti fix átváltási arány korszaka, s helyébe az egyes valuták/devizák változó átváltási árfolyama lépett. Ez egyrészt új problémákat generált a nemzetközi tőkepiacokon mozgó befektetők számára (árfolyam kockázat), másrészt motiválta a tőkebefektetések nemzetközi kiszélesítését és elősegítette a tőkepiaci intézményrendszer (fedezeti ügyletek, határidős- és opciós piacok) fejlődését.

*Solnik (1996)* nemzetközi befektetésekről szóló könyvében beszámol arról a folyamatról, amely a 70-es évektől kezdődően az amerikai intézményi befektetőknek, köztük a nyugdíjalapoknak, a hazai tőkepiacról a nemzetközi piacok felé történő elmozdulását jellemezte.<sup>1</sup> A befektetések nemzetközi kiszélesedésében több tényező játszott szerepet. Először is a befektetők felismerték a külföldi piacok által kínált hozam növelési illetve kockázat csökkentési lehetőségeket, amelyek emelték a nemzetközi befektetés kombinációk teljesítményét a hazai befektetési lehetőségekhez képest. Másodszor: az említett folyamatot a tőkeáramlás liberalizálása, vagyis a külföldi befektetések útjában álló jogi korlátok megszüntetése megvalósíthatóvá tette. A 80-as évek végétől kezdődően Japánban, Franciaországban, Spanyolországban, majd a 90-es évek elejétől az Európai Unió tagállamaiban is elhárultak a tőke külföldre történő áramlása előtt álló akadályok. Harmadszor: az informatika fejlődése lehetővé tette a számítógépes kereskedési rendszerek kifejlesztését, a gyors információáramlást, amely a befektetési társaságok között a

---

\* Köszönettel tartozom az OTKA-nak (F 023499) a dolgozat alapjául szolgáló kutatás anyagi támogatásáért, amellyel nemcsak a kutatás megvalósítását, hanem a témában rendezett két rangos nemzetközi konferencián történő részvételt is biztosította számomra. Hálával és nagy tisztelettel gondolok *Raimond Maurer* német kollégámra, a frankfurti egyetem professzorára a folyamatos együttműködésért és a kutatás megvalósításában betöltött szerepéért.

<sup>1</sup> Az amerikai nyugdíjalapok külföldi befektetési lehetőségek iránti érdeklődésének növekedését jól érzékelteti, hogy míg 1974-ig egyáltalán nem fektettek be külföldön (ugyanis jogilag tiltott volt számukra ez a lehetőség), addig 1994-re több mint 300 billió dollárt tett ki a külföldre befektetett eszközeik értéke.



„fogyasztókért”, azaz a befektetőkért folytatott verseny kiéleződéséhez, s ennek kedvező hatásaként a befektetések tranzakciós költségeinek csökkenéséhez vezetett. A fenti folyamatok eredményeként a 20. századot a „globális részvénytőzsiák évszázadaként” szokták emlegetni (*Jorion Goetzmann (2000)*).

A *portfólió* angol eredetű szó, amely pénzügyi szakkifejezésként tágabb értelemben tetszőleges *pénzbefektetés kombinációt*, szűkebb értelemben *értékpapírtárcát* jelent. Egy portfólió megadása a vizsgált értékpapírokba (illetve egyéb befektetési lehetőségekbe, ún. tőkejavakba) fektetendő tőkehányadok meghatározását jelenti.

A *portfólió elmélet*, mint tudomány<sup>2</sup>, két részterületre bontható. Az egyik terület, az ún. *individuális pénzbefektetés elemzés*, amelyet a portfólió elemzés *normatív* (előíró) *elmélete* névvel illethetünk. Ennek az a feladata, hogy döntési módszereket biztosítson az optimális értékpapír kombináció kialakítására törekvő befektető számára. Az individuális pénzbefektetés elemzés a „kellene, hogy legyen” állapot leírásával foglalkozik. Nem azt vizsgálja, hogy a portfólió szelekciót végző döntéshozó a valóságban hogyan dönt, milyen kritériumok alapján állítja össze portfólióját, hanem - a rendelkezésre álló információk birtokában - hogyan kellene, hogy cselekedjen. A portfólió elmélet másik ága a *tőkepiacok egyensúlyi elmélete*ként számon tartott terület, amely a portfólió elemzés *pozitív* (leíró) *teóriája*. Feladata az értékpapírok árfolyamainak mozgását, kockázatuk és hozamuk kapcsolatát magyarázó modellek kialakítása és tesztelése. A dolgozat vizsgálatának tárgyát és az általa felvetett kérdések megválaszolását tekintve az individuális befektetés elemzés témakörébe tartozik.

A pénzüket befektetni szándékozók előtt a befektetéssel elérni kívánt, az egyes befektetési lehetőségek közötti választást motiváló végső célként egy „*minél nagyobb*” hozam elérése áll. A jövőbeli hozamok bizonytalansága miatt a befektetés *kockázatos* döntési szituáció. Éppen ezért, a portfólió kiválasztás módszertana azon a tapasztalati tényen alapul, hogy a

---

<sup>2</sup> A modern portfólió elméletnek - a pénzügyi szakterület önálló ágaként történő - kialakulásáról az 1950-es évektől, *Markowitz (1952, 1956, 1959)* munkáinak megjelenésétől kezdődően beszélhetünk. Nagyon érdekes az a folyamat, amelyen keresztül ez a tudományág addig fejlődött, hogy felismerték gyakorlati jelentőségét és végül olyan szakterületté vált, amelynek kiváló művelőit - *Harry Markowitz*-ot és *William Sharpe*-ot - közgazdasági Nobel díjjal jutalmazták. Az előző folyamat fontosabb „mértékhelyszínei”-ről eredetiben *Markowitz (1985, 1987, 1991)* és *Sharpe (1991)* munkáiban olvashatunk.

befektetők a kockázat csökkentése céljából *diverzifikálják* befektetéseiket, azaz egyidejűleg több különböző értékpapírba fektetik rendelkezésre álló tőkéjüket. A kockázat teljes eliminálására (elvileg) csak akkor lenne lehetőség, ha olyan értékpapírokat tudnánk vásárolni, amelyek hozamai között tökéletes negatív korreláció van. Ez a gyakorlatban nem fordul elő, azonban a kockázat csökkentése céljából az is kedvező számunkra, ha olyan befektetési lehetőségeket sikerül beválasztani a létrehozandó portfólióba, amelyek esetében kicsi a hozamok közötti korreláció.

A *diverzifikáció* jelentőségére *Hicks (1935)* már a modern portfólió elmélet kialakulását megelőzően rámutatott:

„...abban a világban, ahol a befektetés költsége elhanyagolható, mindenki képes lenne jelentős előnyöket szerezni a következő kockázatcsökkentés révén: tőkéjének kis részekre osztásával, "szétszórva" a kockázatot, képes lenne magát biztosítani az egész összeget érintő kockázat ellen. A valóságban azonban a befektetésnek költsége van; ez jövedelmezőtlenne teszi egy bizonyos minimális összegnél kisebb összeg befektetését bármely konkrét irányba, s így bezárul a kockázatcsökkentésnek ez a lehetősége mindazok számára, akik nem birtokolnak számottevő tőkét.”

Amikor *Hicks* a fenti gondolatokat megfogalmazta, bizonyára nem sejtette, hogy a század végére a pénzügyi intézmények és a technika fejlődése nyomán olyan korszakba jutunk, amelyben a tranzakciós költségek nemcsak a hazai, hanem a nemzetközi tőkepiacon történő befektetésnek sem képezik akadályát.

Egy nemzetközileg diverzifikált portfólió várható hozamát befolyásolják a befektetési célországok fizetőeszközei és a hazai fizetőeszköz közötti átváltási arányok illetve ezek jövőbeli értéke, változása. A devizaárfolyamok változásában foglalt kockázatot a befektető a „javára fordíthatja”, ha befektetése célpontjául megfelelő országokat választ. A fentiekén túl, az említett kockázat csökkentésének eszközét jelentik a határidős fedezeti ügyletek.



A modern portfólió analízis törvényszerűségeit *Grubel (1968)* alkalmazta először a nemzetközi értékpapírpiacon. Ezt követően több, a nemzetközi portfólió diverzifikációban rejlő lehetőségeket vizsgáló empirikus tanulmány látott napvilágot. A korai tanulmányok (pl. *Levy/Sarnat (1970)*, *Lessard (1973, 1976)*, *Solnik (1974)*) ex post értelemben hatékony portfóliók teljesítményét vizsgálták és a befektetések nemzetközi kiszélesítésére ható motivációkat a különböző országok tőzszeindexei közötti alacsony korrelációban találták meg. A későbbi tanulmányok (pl. *Jorion (1985)*, *Eun/Resnick (1988, 1994)*, *Levy/Lim (1994)* és *Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997)*) ex ante értelemben hatékony portfólió-kiválasztási stratégiákat vizsgáltak, finomították az egyes értékpapírok várható hozamának becslési módszereit és figyelembe vették a fedezeti ügyletek által az árfolyam kockázat csökkentésére kínált lehetőségeket.

A témában megjelent tanulmányok többsége amerikai befektetőkre (vagy legalábbis dollár-alapú befektetésekre) és a nagy tőzsdék által nyújtott befektetési lehetőségekre koncentrált. A végzett elemzések egyöntetű következtetése az volt, hogy az amerikai értékpapírpiacon által nyújtott befektetések nemzetközi kiszélesítése potenciális előnyökkel jár. Bár az utóbbi időben megjelent néhány tanulmány, amely a nemzetközi befektetés kombinációkat más nézőpontjából vizsgálja, mind a mai napig meglehetősen hiányos az arról alkotott kép, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikáció milyen lehetőségeket kínál a nem amerikai befektetők számára. Az előbb említett tanulmányokra jó példa *Eun/Resnick (1994)* munkája, amely vizsgálatait az amerikai befektetők mellett kiterjeszti japán befektetőkre, valamint *Elton/Gruber (1991b)*, *Adjaouté/Tuchschnid (1996)* és *Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997)*, akik svájci illetve skandináv befektetőket vesznek alapul. Ez utóbbi tanulmányok - az amerikai befektetőkre koncentráló munkákhoz hasonlóan - a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó jelentős előnyöket mutattak ki.

A hazai gazdasági „műhelyvitákban” sokan úgy tüntetik fel a globalizációt, mint „egyirányú utcát”, amelyen keresztül a külföldi tőke elárasztja az országot. Jóval kevesebb szó esik a fordított irányú folyamatról, amikor a magyar tőke merészkedik ki a külföldi piacokra. Éppen ezért, a dolgozat alapjául szolgáló empirikus kutatást a tőkeáramlás utóbbi irányának vizsgálata motiválta, vagyis az, hogy feltárjam, milyen előnyöket kínál és milyen esetleges hátrányokkal jár, ha a magyar befektetők befektetéseikkel a hazai részvénytőzsról kilépnek a nemzetközi piacra. Az értekezés címében a „magyar befektetők

nézőpontjából” kifejezés a szerző fent említett törekvését tükrözi. Jóllehet, a magyar tőzsde - lévén, hogy a világ fejlődő tőkepiacainak egyike - még „gyerekkorát éli”, de ismételt életre keltése mobilizálhatóvá tette a felénk érkező külföldi tőkét. Gazdaságunk számára nagyon fontos, hogy a nemzetközi gazdasági „vérkeringésbe” exportképes termékekkel és szolgáltatásokkal tudjunk bekapcsolódni. Ennek megvalósításához egyrészt nélkülözhetetlen a megfelelő hazai pénzügyi, finanszírozási háttér, másrészt fontos a befektetések nemzetközi kiszélesítésével járó hatások megismerése.

A dolgozat módszertani indíttatása és az empirikus elemzésben alkalmazott módszertan „természete” lehetővé teszi a nemzetközi diverzifikációból származó előnyök számszerűsítését. A szerző véleménye szerint nem létezik ennél meggyőzőbb eszköz a „bizonyításra”, hiszen a tőzsde és a pénzügyi szféra szereplői is „számok”-ban gondolkodnak. Természetesen ezzel nem tagadom azt a nézetet, amelyet *André Kostolany* vallott, miszerint a *tőzsdei befektetés* inkább tekinthető *művészetnek*, mint *tudománynak*, ugyanis a tőzsdei gyakorlatban, a tőzsde szereplőinek viselkedésében nagy szerepet kap a fantázia és a pszichológia. Egy biztos: a befektetési döntéshozás olyan kreatív folyamat, amely állandó mérlegelést, *gondolkodást* igényel. Számomra a dolgozatban alkalmazott matematikai és statisztikai módszerek a folyamatok megértésének és elemzésének eszközét jelentik. Nem állítom azonban azt, hogy ez az egyetlen lehetséges eszköztár és azt sem, hogy teljesen probléma nélküli<sup>3</sup>. Továbbá közel sem biztos, hogy a tőkepiac szereplői az itt javasolt modellek segítségével döntenek. Annak a megválaszolása, hogy e szereplők valójában hogyan hozzák meg döntésüket, nem képezi e munka vizsgálatának tárgyát; ez a portfólió elmélet leíró ágának, ezen belül is az ún. „behavioural finance”-nek a témakörébe tartozik.

Az értekezés a következőképpen tagolódik: a 2. fejezetben a kutatás során felhasznált módszertant, e módszertan alkalmazásának részleteit és problémáit írom le. A 3. fejezetben találhatók az empirikus elemzés eredményei. A 4. fejezetben azt vizsgálom, hogy a magyar „valóság”, az értékpapírpiac jelenlegi intézményi háttere és szabályozási környezete milyen lehetőségeket kínál arra, hogy a magyar befektetők számára a munka empirikus részében feltárt előnyök ténylegesen elérhetők legyenek. Az 5. fejezet következtetéseimet

---

<sup>3</sup> A módszertan alkalmazását érintő problémákkal a dolgozat következő részében foglalkozom.



és a kutatás téziseit tartalmazza. Nem szántam külön fejezetet a téma szakirodalma áttekintésének, mondanivalóm kifejtésénél arra törekedtem, hogy az irodalmi hivatkozásokat oda illesszem be és az egyes szerzők által elért eredményekről ott beszéljek, ahová az véleményem szerint a leginkább kapcsolódik.

Végül még egy, a dolgozat mottóját érintő megjegyzés: a fenti gondolatot *William Sharpe* fogalmazta meg, az 1991. évi közgazdasági Nobel díj átvételekor tartott előadásában (*Sharpe (1991)*). Kifejtette, hogy a közgazdaságtannak a valóságot alakító, formáló szerepe sehol sem annyira nyilvánvaló, mint a pénzügyek területén, ahol a piacok és intézmények fejlődése tekintetében hatalmas innovációnak lehetünk tanúi. Annak ellenére, hogy ennek a folyamatnak - a hatalmas információ áradat befogadásával és megfelelő kezelésével kapcsolatos - árnyoldalai is vannak, bízom abban, hogy a magyar befektetők a jövőben ennek az innovációnak éppúgy nyertesei lehetnek, mint a fejlett tőkepiacokkal rendelkező országok befektetői.



## 2. A NEMZETKÖZI PORTFÓLIÓ DIVERZIFIKÁCIÓ MÓDSZERTANA

A befektetési döntéshozási folyamat végcélja egy a befektető igényeinek megfelelő befektetés kombináció, azaz *portfólió létrehozása*. A folyamat nyomon követése, alkalmazása négy alapvető kérdés megválaszolását igényli. Az első kérdés a *befektetési döntési kritériumot* érinti, így arra keres választ, hogy mi legyen az a döntési szabály, amelynek segítségével a befektetési lehetőségeket értékeljük. A második kérdés a *bemenő adatok becslésével*, tehát azzal kapcsolatos, hogy a rendelkezésre álló (múltbeli) adatok alapján hogyan állítsuk elő a portfólió kiválasztáshoz szükséges input paramétereket. Ezek után vetődik fel a harmadik alapkérdés, nevezetesen az, hogy milyen *befektetési stratégiát* alkalmazzunk. Végül *értékelni* kell a választott befektetési *stratégia teljesítményét*, azaz meg kell válaszolni azt a kérdést, hogy az alkalmazott stratégia mennyiben múlja felül a vonatkoztatási pontként választott stratégia teljesítményét. Ebben a fejezetben az imént felvetett kérdések által megszabott sorrendet követve igyekszem bemutatni a dolgozatban alkalmazott módszertant és annak a nemzetközi környezethez kötődő sajátosságait.

### 2.1 A Markowitz-féle hozam-kockázat hatékonysági kritérium mint befektetési döntési szabály

A modern portfólió elmélet alapjainak lerakása *Markowitz (1952)* nevéhez fűződik: ő alkotta meg azt a koncepciót, amely a befektetési lehetőségek rangsorolását két mutató, a várható hozam és a hozam varianciájának segítségével végzi el. A megközelítés lényege, hogy a várható hozam a befektetés átlagos jövedelmezőségét, a hozam varianciája<sup>1</sup> pedig a kockázatát méri.

---

<sup>1</sup> A variancia helyett teljes joggal tekinthető annak négyzetgyöke, a szórás (standard eltérés) is a kockázat mértékének.

A megközelítés értelmében egy  $F$  portfólióról akkor mondjuk, hogy felsőbbrendű (domináns) egy  $G$  portfólióval szemben a várható hozam-kockázat kritérium ( $E$ - $V$  kritérium<sup>2</sup>) alapján, ha

$$E_F \geq E_G$$

és

$$V_F \leq V_G$$

(2.1)

és legalább az egyik egyenlőségben szigorú egyenlőtlenség áll fenn. Verbálisan: egy befektetés akkor domináns egy másikkal szemben, ha az előbbi legalább akkora várható hozammal rendelkezik mint az utóbbi, de kisebb a hozamának varianciája (azaz a kockázata) vagy ha az előbbi nagyobb várható hozammal rendelkezik mint az utóbbi, de hozamának varianciája nem haladja meg az utóbbi befektetés hozamának varianciáját.

Nyilvánvaló, hogy vannak olyan befektetések, amelyek a fenti kritérium segítségével nem rangsorolhatók (ez a helyzet, ha az egyik befektetés hozama is és varianciája is nagyobb, mint a másiké). Ennek az a következménye, hogy a kritérium alkalmazása nem egyetlen optimális befektetési lehetőség, hanem az ún. hatékony portfóliók meghatározásához vezet<sup>3</sup>. Egy portfólió várható hozam-kockázat hatékony ( $E$ - $V$  hatékony), ha nem található hozzá olyan portfólió, amely legalább akkora hozammal de kisebb varianciával vagy nagyobb várható hozammal, de legfeljebb akkora varianciával rendelkezik mint a vizsgált portfólió. Az előző kijelentés rövidebben a következőképpen fogalmazható: egy portfólió  $E$ - $V$  hatékony, ha nem létezik olyan portfólió, amely vele szemben domináns lenne az  $E$ - $V$  kritérium alapján<sup>4</sup>.

<sup>2</sup> Az  $E$ - $V$  kritérium elnevezésben  $E$  a várható hozam (expected return), míg  $V$  a variancia jelölésére szolgál. Említésre érdemes, hogy bár az „expected return” eredeti jelentésének és tartalmának a „várható megtérülés” felel meg, a hazai pénzügyi szakirodalomban és gyakorlatban – ugyanezzel a tartalommal – többnyire a „várható hozam” használatos. Az utóbbi okok miatt úgy döntöttem, – bár a témához tartozó korábbi munkáimban a „várható megtérülés”-t használtam – áttérek a várható hozam kifejezésre. Egy befektetés hozamán – a korábbiakkal összhangban – a belőle származó (nettó) jövedelem és a befektetett tőke hányadosaként keletkező százalékos viszonyszámot értem.

<sup>3</sup> A hatékony portfóliók klasszikus mikroökonómiai megfelelője a *Pareto*-féle optimális halmaz.

<sup>4</sup> A befektetés elméletben létezik egy a fentiekben definiált fogalomnál általánosabb hatékonysági koncepció. Eszerint egy befektetési döntési kritérium (hatékonysági kritérium) alapján akkor tekintünk egy befektetést hatékonynak, ha nem található olyan befektetés, amely az adott döntési kritérium szerint értékelve vele szemben domináns lenne.



A várható hozam-kockázat hatékony portfóliók explicit előállítására *Markowitz (1956)* kidolgozta a kritikus vonal algoritmust. Kimutatta, hogy a hatékony portfóliók egy  $R^n$ -beli szakaszonként lineáris halmazt alkotnak, a hatékony portfóliók varianciája ( $V$ ) pedig egy folytonos, szigorúan konvex, szakaszonként parabolikus függvénye a várható hozamuknak ( $E$ ). Ez más szavakkal azt jelenti, hogy a hatékony portfóliók  $n$ -dimenziós halmazának az  $E$ - $V$  síkban egy szakaszonként parabolikus görbe felel meg. Az  $E$ - $V$  hatékony portfóliók meghatározásához egy parametrikus, kvadratikus programozási feladatot kell megoldani, ami megfelelő input adatok (az egyes értékpapírok várható hozamai, a hozamok varianciái és a hozamok közötti kovarianciák) birtokában, számítógép segítségével kivitelezhető. Ma már az algoritmusnak számos változata ismert és az  $E$ - $V$  hatékony portfóliók előállításához<sup>5</sup> számos szoftver áll rendelkezésre.

A *Markowitz*-féle hozam-kockázat hatékonysági koncepció intuitív alapon nagyon könnyen elfogadható, - a fentiekben, tehát technikai kivitelezhetőségén túl - bizonyára ennek köszönhető széles körű elterjedése a gyakorlatban. Felvetődik azonban a kérdés, hogy mitől válik az  $E$ - $V$  kritérium segítségével hozott befektetési döntés közgazdaságilag is alátámasztható, releváns megfontolássá. Ennek kielégítő megválaszolásához nem elegendő csupán az általa közvetített, a befektetői gondolkodásmódnak megfelelő intuitív tartalomra (nevezetesen, hogy a befektető a várható hozam növelésére és a kockázat csökkentésére törekszik) hivatkozni.

A modern hasznosságelmélet keretein belül belátható<sup>6</sup>, hogy a befektetői döntéshozás háttérében álló gazdasági tartalom a *várható hasznosság maximalizálására* irányuló törekvés. Pontosabban: ha elfogadjuk, hogy a befektető a kockázatos befektetési lehetőségek (portfóliók) közötti választásnál *következetesen*, bizonyos axiómáknak megfelelően alakítja preferencia-skáláját, akkor választása arra a portfólióra esik, amely a

---

<sup>5</sup> Az algoritmus egy érdekes változatát találjuk meg az ún. standard portfólió kiválasztás esetére *Vörös/Kriens/Strijbosch, (1999)* munkájában. Ebben a dolgozatban nem célom a hatékony portfóliók előállításának és az algoritmus változatainak bemutatása. Ezekkel a kérdésekkel korábbi munkáimban részletesen foglalkoztam (*Bugár (1994), (1997)*).

<sup>6</sup> A modern hasznosságelmélet alapjainak lerakása *Neumann* és *Morgenstern* munkásságának köszönhető. Az ő nevükhöz fűződik annak bizonyítása, hogy bizonytalan kimenetelű, azaz kockázatos döntési szituációban az egyén viselkedése - feltéve, ha bizonyos axiómáknak megfelelően *következetesen* cselekszik - leírható a várható hasznosság döntési kritériumként történő alkalmazásával.

legnagyobb várható hasznosságot biztosítja számára.<sup>7</sup> A befektetés elmélet normatív, axiomatikus felépítéséből következik, hogy a racionálisan cselekvő befektető döntéseinek magyarázatánál feltételezhetjük, hogy létezik a befektetőnek egy hasznossági függvénye, amelynek segítségével az egyes befektetési lehetőségek által nyújtott hasznosságot mérni tudja.

Egy befektetés kombináció, azaz portfólió által a befektető számára nyújtott hasznosság a portfólió hozama függvényének tekintő:  $U(R)$ <sup>8</sup>. Egy portfólió hozamát véletlen változónak kell tekinteni (hiszen a hozam befektetési periódus végi értékéről a periódus elején, amikor a befektetési döntést hozzuk, semmi biztosat nem tudunk mondani). Az előzőek miatt a portfólió által nyújtott hasznosság is véletlen változó.

Egy portfólió várható hasznosságának kiszámításához - a befektető hasznossági függvényén kívül - ismerni kell a portfólió hozamának valószínűség eloszlását is. A fentiek birtokában a várható hasznosság:

$$EU(R) = \int_{-\infty}^{+\infty} U(R)f(R)dR \quad (2.2)$$

A fentiekben  $f(R)$  a hozam sűrűségfüggvényét jelenti.<sup>9</sup>

A racionálisan gondolkodó, képzeletbeli befektető döntéseinek elméleti magyarázatára kiválóan alkalmas hasznosság-konceptió gyakorlati alkalmazhatóságát tekintve kudarcot vall, mert a gyakorlatban előforduló befektetési döntési szituációkban nem tételezhetjük fel, hogy ismert a befektető hasznossági függvénye. A hasznossági függvénnel kapcsolatos másik probléma az alkalmazásának „gazdaságosságát” érinti. A fenti megközelítés minden egyes befektetőre vonatkozóan - hasznossági függvényének alakjától

<sup>7</sup> A befektetési döntéshozatal axiomatikus felépítése és annak bizonyítása, hogy az axiómákkal konzisztens befektetői viselkedés egyenértékű a várható hasznosság maximalizálásával megtalálható: *Bugár (1997)*, 17-27. o.

<sup>8</sup> A hozamot (pontosabban hozamrátát) a szakirodalomban  $R$ -rel szokták jelölni.

<sup>9</sup> A (2.2) formula azt feltételezi, hogy a hozam folytonos véletlen változó. Diszkrét véletlen változó esetén a

várható hasznosság:  $EU(R) = \sum_{k=1}^{\infty} U_k(R_k)p_k(R_k)$ , ahol  $p_k(R_k)$  az  $R_k$  hozam elérésének a valószínűségét,

$U_k(R_k)$  pedig a hasznosságát jelenti.



függően - külön számításokat igényelne. A koncepció alkalmazásával kapcsolatos harmadik nehézség, hogy a várható hasznosság kiszámításához a hozam sűrűségfüggvényének specifikálására van szükség.

Az említett első két problémán olyan döntési kritériumok származtatásával lett úrrá a befektetés elmélet tudománya, - elsősorban *Hadar/Russell (1969)*, *Hanoch/Levy (1969)* és *Whitmore (1970)* munkásságának köszönhetően - amelyek kiküszöbölik a hasznossági függvényt. Így jutunk a *sztochasztikus dominancia szabályokhoz*, amelyek a hasznossági függvény konkrét alakjának ismerete helyett megelégszenek annak bizonyos, a befektetői magatartásformákkal (pl. a kockázati attitűddel) kapcsolatba hozható tulajdonságairól szerezhető információkkal<sup>10</sup>. Az említett információhiány egyúttal azzal az előnnyel jár, hogy egyidejűleg nemcsak egy, hanem az adott befektetési attitűddel rendelkező összes befektetőre „működik” az adott döntési szabály. Az információhiány hátránya ugyanakkor, hogy nem vagyunk képesek az ún. optimális befektetési lehetőség megadására, ehelyett kénytelenek vagyunk megelégedni az ún. hatékony befektetési lehetőségek meghatározásával.

A sztochasztikus dominancia szabályok alkalmazása nem küszöböli ki a fent említett harmadik problémát, ugyanis csak akkor használhatók, ha ismerjük az összehasonlítandó befektetési lehetőségek hozamainak eloszlásfüggvényét (vagy sűrűségfüggvényét). Értéküket az adja, hogy olyan *hatékonysági kritériumok*<sup>11</sup>, amelyek a várható hasznosság maximalizálásával konzisztens döntést biztosítanak, azaz nem fordulhat elő, hogy alkalmazásukkor olyan befektetési lehetőséget „száműzünk” a nem hatékony befektetések halmazába, amelynek várható hasznossága a hatékony befektetések bármelyikének várható

<sup>10</sup> A sztochasztikus dominancia szabályok származtatása, alkalmazási lehetőségük és értékelésük megtalálható: *Bugár (1997)*, 29-70.o.

<sup>11</sup> A befektetés elméletben hatékonysági kritériumnak tekintünk minden olyan döntési szabályt, amely alkalmas arra, hogy segítségével az összes potenciális befektetést két kölcsönösen egymást kizáró csoportba soroljuk. Az egyik csoportba (halmazba) azok a portfóliók tartoznak, amelyekhez nem találunk olyan portfóliót, amely velük szemben az adott döntési szabály alapján felsőbbrendű (domináns) lenne. Ezeket hatékony portfólióknak nevezzük. A másik csoport a nem hatékony portfóliók halmaza: ezek a befektetések azon befektetők számára, akik a szabályok alkalmazásának megfelelő magatartásformával, kockázati attitűddel rendelkeznek, érdektelenek, mert minden ebben a halmazban lévő portfólióhoz létezik legalább egy hatékony portfólió, amely domináns vele szemben.

hasznosságánál nagyobb. Gyakorlati alkalmazásukat nagymértékben nehezíti, hogy felhasználásukhoz becsülni kell a hozamok valószínűség eloszlását. Mivel az említett valószínűség eloszlást nem tudjuk visszavezetni a portfóliót alkotó értékpapírok egyedi valószínűség eloszlására és a hatékony befektetési lehetőségeket az egyes befektetési lehetőségek páronkénti összehasonlításával tudjuk csak előállítani, portfólió-kontextusban nem alkalmazhatók.

A várható hozam-kockázat hatékonysági koncepció gyakorlati alkalmazhatóságát magyarázó nagy előnye a sztochasztikus dominancia szabályokhoz képest abban mutatkozik meg, hogy csupán a hozamok valószínűség eloszlása első két momentumának a becslését igényli. Az egyes értékpapír-párok hozamai közötti kapcsolatot megadó variancia-kovariancia mátrix ismeretében az összes lehetséges portfólió összehasonlítása elvégezhető segítségével, tehát portfólió összefüggésben is alkalmazható.

A fentiek birtokában az  $E-V$  kritérium közgazdasági tartalmát és alkalmazásának létjogosultságát érintő kérdés így fogalmazható: kielégítő-e az  $E-V$  kritériumnak a várható hasznosság maximalizálása helyett történő használata, azaz eredményezhet-e az  $E-V$  hatékony portfóliók közüli választás akkora várható hasznosságot, mint amekkorához a várható hasznosság direkt maximalizálása útján jutnánk?

Ha feltételezzük, hogy a befektető hasznossági függvénye kvadratikus vagy a hozamok normális eloszlásúak, akkor a befektető várható hasznosságát maximalizáló portfólió biztos, hogy a hatékony portfóliók közül kerül ki, tehát a fenti két esetben az  $E-V$  kritérium alkalmazása elméletileg teljesen korrekt. A várható hozam-kockázat hatékonysági kritérium alkalmazhatósága mellett szóló fenti két érvet *Tobin* már 1958-ban megfogalmazta<sup>12</sup>. Azóta ismertté és elfogadottá vált, hogy a kvadratikus hasznossági függvény alkalmazása nem helytálló, mert a befektetői magatartásra vonatkozó egyik feltételezése - nevezetesen a növekvő abszolút kockázatkerülése - abszurd (lásd például *Pratt (1964)*).

---

<sup>12</sup> *Tobin, J. (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, Review of Economic Studies, February, 65-86.*



Empirikus vizsgálatok sora bizonyítja, hogy nem fogadható el az a hipotézis, hogy az egyes befektetési lehetőségek hozamainak valószínűség eloszlása normális (*Arditti (1971), Tsiang (1972), Simkowitz/Beedles (1978), Chunchachinda et al. (1997)*). Vannak szerzők (pl. *Brealey/Myers (1992)*), akik - különböző időszakokra vonatkozó részvényhozamokat vizsgálva - azt állítják, hogy a *részvények hozamai* annál inkább illeszkednek a normális eloszláshoz minél rövidebb időszakot veszünk alapul a hozamok számításához (hosszabb időtartamra vonatkozó hozamok esetén az eloszlás általában ferde). *Simkowitz és Beedles (1978)* - akik *portfóliók hozamainak* eloszlását elemezték - kimutatták, hogy egy portfólióban a diverzifikáltság fokának növekedése az eloszlás ferdeségének csökkenését eredményezi. Sajnos a mai napig nem létezik igazán meggyőző és empirikusan is megerősített hipotézis arra vonatkozóan, hogy a hozamok milyen eloszlást követnek. Nemzetközi portfóliók esetében az eloszlásra vonatkozó hipotézis felállítását nehezíti, hogy a valuta átváltási arányok változása ez esetben a teljes hozam közel sem elhanyagolható komponense. A teljes hozam ez utóbbi komponensének változására egy ma uralkodó hipotézis, hogy nem stacionárius normális eloszlást követ, azaz a valuta átváltási arányok változásából eredő hozam egy változó paraméterekkel rendelkező sztochasztikus folyamat (nem reguláris Brown mozgás) eredménye (*Adler/Dumas (1983)*).

A fenti - meglehetősen problematikus - érveken túl újabb, empirikusan is alátámasztható érveket lehet felhozni a várható hozam-kockázat hatékonysági kritérium használhatóságának igazolása érdekében. Ezek közül a legmeggyőzőbbek a *hasznossági függvény kvadrátikus függvénnyel való közelítésére*, mint alapgondolatra épülnek.

Az eredmények összefoglalása előtt érdemes feleleveníteni a hasznossági függvénnyel kapcsolatos, a befektetői attitűdből származó elvárásokat:

$$(a) \quad U'(R) > 0,$$

azaz a befektető a jövedelmezőség növelésében érdekelt

$$(b) \quad U''(R) < 0, \text{ azaz a befektető kockázatkerülő} \quad (2.3)$$

$$(c) \quad \frac{d[-U''(R)/U'(R)]}{dR} \leq 0,$$

azaz az abszolút kockázatkerülés mértéke a hozam növekedésével csökken.

Markowitz (1959) a várható hasznosság, vagyis az  $EU(R)$  függvény  $f(E, V)$  függvénnyel való közelítéséhez az  $U(R)$  hasznossági függvény Taylor-sorba fejtéséből indult ki. Kétféle approximációt alkalmazott: az egyikhez a hasznossági függvény  $R=0$  körüli Taylor-sorát, a másikhoz az  $R = E(R)$  várható hozam körüli Taylor-sort vette alapul.

Az  $R=0$  körüli Taylor-sor:

$$U(R) = U(0) + U'(0)R + \frac{1}{2!}U''(0)R^2 + \dots + \frac{1}{(n-1)!}U^{(n-1)}(0)R^{n-1} + R_n,$$

ahol  $R_n$  a Lagrange-féle maradéktag.

Így:

$$EU(R) \approx U(0) + U'(0)E + 0,5U''(0)(E^2 + V) \quad (2.4)$$

ahol a másodrendűnél magasabb fokú tagokat elhanyagoltuk<sup>13</sup>.

Az  $R = E$  körüli Taylor-sor:

$$U(R) \approx U(E) + U'(E)(R - E) + \frac{1}{2!}U''(E)(R - E)^2 + \dots + \frac{1}{(m-1)!}U^{(m-1)}(E)(R - E)^{m-1} + R_m \quad (2.5)$$

ahol  $R_m$  a Lagrange-féle maradéktag.

Így az  $EU(R)$ -nek az  $f(E, V)$  függvénnyel történő kvadratikus közelítése<sup>14</sup>:

$$EU(R) \approx U(E) + 0,5U''(E)V \quad (2.6)$$

<sup>13</sup> Ennek tulajdonítható a kvadratikus approximáció elnevezés.

<sup>14</sup> Empirikus eloszlásokkal és logaritmus hasznossági függvényekkel végzett vizsgálatokban ez a (2.4)-beli közelítésnél jobbnak bizonyult.



Mindkét fenti közelítés azon alapul, hogy az  $U(R)$ -re adott pontbeli ( $R=0$  ill.  $R=E$ ) értékeinek és deriváltjainak ismeretében egy másodfokú függvényt illesztünk. Ez az illesztés kizárólag egy pontra támaszkodik. *Levy és Markowitz (1979)* a fentieknél általánosabb megközelítést alkalmaztak azáltal, hogy három pontra, nevezetesen az

$$(E - k\sigma, U(E - k\sigma)), (E, U(E)), (E + k\sigma, U(E + k\sigma))$$

pontokra illesztettek egy  $Q_k(R) = a_k + b_k(R - E) + c_k(R - E)^2$  alakú másodfokú függvényt. (Az  $a_k$ ,  $b_k$  és  $c_k$  együtthatók egyértelműen meghatározhatók.)

Az  $EQ_k(R)$ -re, vagyis  $Q_k(R)$  várható értékére az alábbi összefüggés adódott:

$$\begin{aligned} EQ_k(R) &= f_k(E, V, U(.)) = \\ &= U(E) + \frac{U(E + k\sigma) + U(E - k\sigma) - 2U(E)}{2k^2} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Az így kapott  $f_k(E, V, U(.))$  típusú approximációban  $k \geq 0$  folytonos paraméter. Érdemes megjegyezni, hogy  $k \rightarrow 0$  esetén a *Markowitz-féle* (2.6) alakhoz jutunk.

Adott  $k$ -ra és  $U$ -ra  $f_k(E, V, U(.))$  kizárólag  $E$ -től és  $V$ -től függ. Belátható<sup>15</sup>, hogy az  $f_k(E, V, U(.))$  függvényt maximalizáló portfólió  $E$ - $V$  hatékony.

*Levy és Markowitz (1979)* 149 viszontbefektetői alap portfólióinak az 1958-67 közötti időszakra vonatkozó hozamait alapul véve három különböző hasznossági függvényosztályra (és az egyes függvényosztályokon belül eltérő paraméterekkel rendelkező függvényekre) és különböző  $k$  értékekre az  $EU(R)$  és az  $f_k(E, V, U(.))$  közötti kapcsolatot vizsgálva kiszámították az  $EU(R)$  és az  $f_k(E, V, U(.))$  közötti korrelációs

<sup>15</sup> A bizonyítás megtalálható: *Levy/Markowitz (1979)*.

együttható értékét<sup>16</sup>. A kapott korrelációs együtthatók - egyetlen „kirívó” esetet kivéve - rendkívül magasak (0,9, sőt gyakran 0,99 feletti értékek) voltak<sup>17</sup>.

A viszontbefektetői alapok magasan diverzifikált portfóliói mellett *Levy* és *Markowitz* az elemzést 97 részvény (egy értékpapírból álló portfólió) éves illetve havi hozamainak alapul vételével, valamint a vizsgált 97 részvényből alkotott 5 illetve 6 értékpapírt tartalmazó portfóliók éves hozamait felhasználva is elvégezték.

Az egyetlen részvényből álló portfóliókra vonatkozóan, éves hozam felhasználásával kisebbnek (bár - az említett esetet kivéve - még így is 0,85 felettinek) adódott az  $EU(R)$  és az  $f_k(E, V, U(.))$  közötti korrelációs együttható, ami az egyedi értékpapírok hozamainak a "jól" diverzifikált portfóliók hozamaihoz képest mutatkozó nagyobb variabilitásának tudható be. Az egyedi értékpapírok havi hozam adatait alapul véve a korrelációs együtthatóra a viszontbefektetői alapok portfólióinak éves hozam adatai alapján számított korrelációs együtthatóhoz hasonló, magas értékeket kaptak. Az 5 illetve 6 értékpapírt tartalmazó portfóliókra kapott korrelációs együtthatók a viszontbefektetői alapokra kapott értékekkel összemérhetően magasak voltak, amiből arra következtethetünk, hogy az  $EU(R)$ -nek az  $f_k(E, V, U(.))$  függvénnyel való közelítése "enyhén" diverzifikált

---

<sup>16</sup> A vizsgált függvényosztályok a következők voltak:  $\ln(1+R)$ ,  $(1+R)^a$  (ahol  $0 < a < 1$  paraméter),  $-e^{-b(1+R)}$  (ahol  $b > 0$  paraméter). Ezek azok a fontosabb függvényosztályok, amelyek eleget tesznek a befektetői attitűdre vonatkozó (2.3) feltételeknek. Mivel a befektetés elméletben a hasznossági függvény csak egy pozitív lineáris transzformáció erejéig egyértelmű (az egyes befektetési lehetőségek várható hasznosság szerinti rangsorán nem változtat, ha a hasznossági függvény értékét beszorozzuk egy pozitív konstanssal vagy hozzáadunk egy tetszőleges valós számot), ezért mindig jogunk van arra, hogy a hasznossági függvény legegyszerűbb alakjával számoljunk. Ebből egyúttal az is következik, hogy a fenti vizsgálatban olyan mutatót kellett találni a közelítés pontosságának megítélésére, amely invariáns az említett transzformációra. Mivel a korrelációs együtthatóra ez teljesül, bizonyára ez az oka, hogy *Levy* és *Markowitz* ezt választották.

<sup>17</sup> Az említett „kirívó” esetet (nevezetesen a  $-e^{-10(1+R)}$  hasznossági függvénnyel rendelkező befektető esetét) elemezve *Levy* és *Markowitz* kimutatták, hogy a fenti hasznossági függvénnyel rendelkező befektető meglehetősen furcsa preferenciáskálával rendelkezik a különböző hozamok valószínűség eloszlása megítélésének tekintetében, így inkább tekinthető kivételes, mint tipikus esetnek.



portfóliókra is egészen jónak mondható (legalábbis a vizsgált empirikus eloszlásokra és hasznossági függvényekre)<sup>18</sup>.

Az  $EU(R)$  és  $f_k(E, V, U(.))$  közötti magas korrelációs együttható arra enged következtetni, hogy a portfóliója várható hasznosságának maximalizálását szem előtt tartó befektető "kielégítően" cselekszik, ha kizárólag a vizsgált portfóliók hozamának várható értéke és varianciája ismeretében hozza meg befektetési döntését, azaz az  $E-V$  hatékony portfóliók közül választ. *Levy és Markowitz* az említett hasznossági függvényekre és empirikus mintákra összehasonlították az  $f_k(E, V, U(.))$  és az  $EU$  értékét maximalizáló portfóliót. Minden olyan esetben, amikor a korrelációs együttható értéke 0,9-nél nagyobb volt, a fent említett portfóliók megegyeztek. Mivel az  $f_k(E, V, U(.))$ -t maximalizáló portfólió  $E-V$  hatékony, a fenti esetekben teljes mértékben kielégítő az  $E-V$  hatékonysági kritérium alkalmazása a várható hasznosság direkt maximalizálása helyett. Annyi bizonyos, ahhoz, hogy az imént említett eset bekövetkezzen, a korrelációs együttható értékének "nagy" kell lennie, de sajnos nincsenek elméleti eredmények arra vonatkozóan, hogy milyen "nagy", azaz egyáltalán létezik-e olyan 1-nél kisebb érték, ami garantálja a fentiek bekövetkezését.

*Kroll, Levy és Markowitz (1984)* a várható hasznosság maximalizálásának a várható hozam-kockázat döntési kritériummal való helyettesíthetőségének vizsgálatát az előzőektől eltérő esetekre is kiterjesztették. Vizsgálatukat nem véges sok befektetési lehetőségre korlátozták, hanem az ún. standard portfólió-kiválasztásra: ebben az esetben a befektető rendelkezésre álló pénzét teljes egészében  $n$  különböző, kockázatos értékpapírba kívánja fektetni, vagyis az  $n$  különböző befektetési lehetőségből egy  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$  portfóliót kíván képezni (ahol  $X_i$  a megfelelő értékpapírba investált tőkehányadot jelenti,  $i=1, 2, \dots, n$ ) úgy, hogy a kapott befektetés kombináció várható hasznossága maximális legyen. A probléma matematikai modellje:

<sup>18</sup> A vizsgált közelítésben  $k$  értékétől függően különböző korrelációs együtthatók adódnak. *Levy és Markowitz* azt tapasztalták, hogy adott hasznossági függvényre a korrelációs együtthatók (ismét kivéve a már említett hasznossági függvényt) nem nőnek (sőt általában csökkennek) a  $k$  értékének növelésével. Ez azt jelenti, hogy a (2.6) közelítés bizonyult a legjobbnak.



$$\begin{aligned}
& \max_{\underline{X}} EU\left(\sum_{i=1}^n X_i R_i\right) \\
& X_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, n \\
& \sum_{i=1}^n X_i = 1
\end{aligned} \tag{2.8}$$

A fenti modell optimális megoldásához tartozó, azaz a lehetséges portfóliók halmazán kapott maximális várható hasznosság értéket jelöljük  $E_0U$ -val.

A vizsgált befektetési probléma  $E$ - $V$  hatékony portfólióit előállító modell<sup>19</sup>:

$$\begin{aligned}
& \min_{\underline{X}} \underline{X}^T \underline{C} \underline{X} \\
& X_i \geq 0 \quad i = 1, 2, \dots, n \\
& \sum_{i=1}^n X_i = 1 \\
& \underline{\mu}^T \underline{X} = E
\end{aligned} \tag{2.9}$$

Ahhoz, hogy képet nyerjünk arról, hogy vajon az  $E$ - $V$  hatékony halmazból történő portfólió kiválasztás eredményeképpen nem "hagytuk-e ki" az eredeti, lehetséges portfóliók közül pont azt, amely a (2.8) optimalizálási probléma megoldása, adott  $U(R)$  hasznossági függvényhez tartozóan ismerni kell a várható hasznosság optimális értékét a hatékony portfóliók halmazán. Jelöljük ezt  $E'U$ -val. Nyilvánvalóan  $E'U \leq E_0U$ .

*Kroll, Levy és Markowitz* empirikus vizsgálatukban nem közvetlenül az  $E'U$ -t számították ki. Az  $E$ - $V$  hatékony portfólióknak az (2.9) modellel történő meghatározása után (amely egy  $R^n$ -beli halmaz), meghatározták a hatékony  $E$ - $V$  kombinációkat, amely - mint tudjuk - egy szakaszonként parabolikus halmaz és a standard portfólió-kiválasztás esetében korlátos. A kapott  $E$ - $V$  függvényen  $\Delta E = k_0$  osztásközökkel kijelöltek egy véges pontthalmazt<sup>20</sup> és az így kapott  $E$ - $V$  kombinációkhoz tartozó hatékony portfóliókra - az  $U(R)$  hasznossági függvény ismeretében - kiszámították a várható hasznosságot. Ha a

<sup>19</sup> A fenti modellben  $\underline{\mu}$  és  $\underline{C}$  a portfóliót alkotó értékpapírok várható hozamának vektorát és a hozamok variancia-kovariancia mátrixát jelentik.

<sup>20</sup> Ezen pontok mindegyikéhez hozzárendelhető egy  $R^n$ -beli hatékony portfólió.



kapott értékek maximumát  $E^*U$ -val jelöljük, akkor nyilvánvaló, hogy  $E^*U \leq E'U$ , hiszen  $E^*U$  a hatékony portfóliók halmazának egy véges részhalmazán kapott optimum.

A vizsgálatban *Kroll*, *Levy* és *Markowitz* 20 kiválasztott részvény 1949-68 közötti hozamainak idősorait használták. A várható hasznosság kiszámítása az

$$EU = \frac{1}{20} \sum_{i=1}^{20} U(R_i) \quad (2.10)$$

összefüggés segítségével történt, ahol  $R_t = \sum_{i=1}^{20} X_i R_{it}$  ( $t = 1, 2, \dots, 20$ ) az

$\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_{20})$  portfólióra vonatkozó hozam. A vizsgált hasznossági függvényosztályok lényegében megegyeztek a *Levy* és *Markowitz*-féle vizsgálatban szereplőkkel.

Az  $E-V$  hatékonysági kritérium segítségével történő portfólió-kiválasztás "eredményességének" megítélésére *Kroll*, *Levy* és *Markowitz* a következő hányadost alkalmazzák:

$$I = \frac{E^*U(.) - E_N U(.)}{E_0 U(.) - E_N U(.)} \quad (2.11)$$

A (2.11) képletben szereplő  $E_N U(.)$  az ún. naiv portfóliónak a várható hasznossága, amely minden értékpapírt egyenlő ( $1/n$ ) arányban tartalmaz, azaz:

$$E_N U(.) = EU \left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} R_i \right) \quad (2.12)$$

Definíció szerint  $I \leq 1$ . Elvileg előfordulhat, hogy  $I$  negatív, de ez a várakozásokkal ellentétes, hiszen azt jelentené, hogy a naiv portfólió teljesítménye felülmúlja a "legjobb"  $E-V$  hatékony portfólióét.

A vizsgált hasznossági függvényekre és a kiválasztott 20 részvény hozamaira vonatkozó idősorok felhasználásával *Kroll, Levy és Markowitz* az  $I$  értékére nagyon kedvező eredményeket kaptak. Valamennyi esetben  $I \geq 0,978$  adódott. A számításokat más, az előzőektől különböző részvénymintákra megismételve, hasonlóan jó eredményeket kaptak. Ez arra enged következtetni, hogy az  $E-V$  hatékony halmazból történő portfólió kiválasztás "jól közelíti" a várható hasznosság maximalizálásán alapuló döntést.

Felvetődik a kérdés, hogy a fenti (illetve a *Levy és Markowitz* által kapott) "szép" eredmények esetleg annak köszönhetők, hogy a kiválasztott részvényminták hozamai normális eloszlást követnek. *Kroll, Levy és Markowitz* a vizsgálatban szereplő részvények tapasztalati eloszlásfüggvényei alapján cáfolták ezt a hipotézist.

*Reid és Tew (1986)* a *Kroll, Levy és Markowitz*-féle mutatóról azt állították, hogy ha a vonatkoztatási pontként szereplő ún. naiv portfólió "majdnem" hatékony, akkor a mutató az  $E-V$  használatából származó kisebb előnyt jelez, mintha a portfólió nem hatékony. Ezért a *Kroll, Levy és Markowitz*-féle vizsgálatot megismételték úgy, hogy az általuk használt naiv portfólió helyett egy olyan nem  $E-V$  hatékony portfóliót tekintettek, amelyre az  $E_N U$  értéke csökkent, így az  $I$  mutató értéke javult<sup>21</sup> ( $I \geq 0,995$  értékek adódtak).

El kell ismerni, hogy a *Kroll, Levy és Markowitz*-féle mutatónak megvan az a "szépséghibája", hogy érzékeny az  $E_N U$  megválasztására. Ez körültekintő használatára int, de nem kisebbíti azokat az eredményeket, amelyeket segítségével sikerült elérni az  $E-V$  kritérium használhatóságának empirikus igazolása érdekében.

*Tsiang (1972)* a várható hasznosságnak a befektetői vagyon várható értéke körüli Taylor-sorából kiindulva újabb feltételt fogalmazott meg, amelynek teljesülése esetén az  $E-V$  kritérium alapján hozott döntés összhangban van a várható hasznosság maximalizálásán alapuló döntéssel. *Tsiang* megmutatta, hogyha a befektető által vállalt kockázat vagyona várható értékéhez viszonyítva kicsi, akkor a vagyon várható értéke és varianciája

<sup>21</sup> Bár a *Kroll, Levy és Markowitz* által választott naiv portfólió sem volt  $E-V$  hatékony, a *Reid és Tew* által "vonatkoztatási pontként" használt portfólió mégis alkalmasnak bizonyult az eredmények javítására.



ismeretében hozott döntés, így az  $E-V$  hatékonysági kritérium alkalmazása helyettesítheti a várható hasznosság direkt maximalizálását.

*Samuelson (1970)* a fentitől eltérő érvet hozott fel az  $E-V$  hatékonysági kritérium "védelme" érdekében. Kimutatta, hogy amennyiben az egyes értékpapírok hozamainak együttes eloszlásfüggvénye az ún. "kompakt" vagy "kis szórású" eloszlásfüggvények családjába tartozik, akkor az  $E-V$  hatékonysági kritérium alkalmazása a várható hasznosság maximalizálásával konzisztens eredményeket biztosít<sup>22</sup>.

A leírtakhoz kapcsolódóan érdemes megemlíteni, hogy *Scott és Horvath (1980)* abból a feltevésből kiindulva, hogy lehetnek olyan döntési szituációk, amikor a (2.5) sorfejtésben a másodfokúnál magasabb fokú tagok nem hanyagolhatók el, kísérletet tettek arra, hogy meghatározzák a valószínűség eloszlás magasabb fokú momentumaival kapcsolatos befektetői preferencia irányát. Egy adott momentummal kapcsolatos preferencia iránya pozitív vagy negatív aszerint, hogy az adott momentum növekedése (egyéb tényezők változatlansága esetén) növeli vagy csökkenti a várható hasznosságot. Ezt matematikailag a várható hasznosság adott momentum szerinti parciális deriváltjának előjele határozza meg, így (2.5) alapján az  $n$ -edik momentummal kapcsolatos preferencia irányát  $U^{(n)}(x)$  előjele adja.

*Scott és Horvath* bebizonyították, hogy amennyiben a befektető hasznossági függvénye szigorúan monoton növekvő ( $U'(x) > 0$ ) és szigorúan konkáv ( $U''(x) < 0$ ) valamint a befektető szigorúan konzisztens az  $n$ -edik (centrális) momentummal kapcsolatos preferencia irányát illetően<sup>23</sup>, akkor

$$U^{(n)}(x) > 0 \text{ minden } x\text{-re, ha } n \text{ páratlan és}$$

$$U^{(n)}(x) < 0 \text{ minden } x\text{-re, ha } n \text{ páros.} \quad (2.13)$$

<sup>22</sup> *Samuelson* kizárólag annyit követelt meg a befektető hasznossági függvényére vonatkozóan, hogy az konkáv legyen. Ez - mint tudjuk - kockázatkerülő befektetői magatartásnak felel meg.

<sup>23</sup> Ez definíció szerint azt jelenti, hogy az  $U^{(n)}(x) > 0$ ,  $U^{(n)}(x) = 0$  és az  $U^{(n)}(x) < 0$  relációk közül pontosan egy teljesül.

Az említett eredmények jó alapot biztosítanak a magasabb fokú momentumokra épülő befektetés elemzéshez.

Markowitz (1991) hivatkozik Ederington<sup>24</sup> egy nem publikált tanulmányára, amely összehasonlítja az  $E-V$  hatékonysági kritérium alkalmazásával kapott eredményeket a valószínűségeloszlás első három illetve első négy momentumának felhasználására épülő eredményekkel. Ederington (egy mintából véletlenszerűen kiválasztott portfóliók éves hozamaira vonatkozó tapasztalati idősorok alapján) arra a következtetésre jutott (a korábban említett szerzőkhöz hasonlóan), hogy bizonyos hasznossági függvényosztályokra a várható hozam-kockázat hatékonysági kritérium alkalmazása olyannyira jó eredményeket biztosít, hogy ezek a magasabb rendű momentumok bevonásával lényegében nem javíthatók. Mindazokban az esetekben, amikor a várható hasznosság kvadratikus approximációjával "kudarcot vallott", a harmadik momentum bevonása sem hozott látványos javulást, míg a negyedik momentum vizsgálatba való bekapcsolásával az eredmények figyelemre méltóan javultak. Meg kell azonban jegyezni, hogy vannak szerzők (pl. Kraus/Litzenberger (1976)), akik a harmadfokúnál magasabb momentumokra épülő elemzés szükségtelensége mellett foglalnak állást, mert véleményük szerint a harmadfokúnál magasabb momentumokkal kapcsolatos preferencia iránya nem tekinthető a tényleges befektetői viselkedés által megalapozottnak.

Nyilvánvaló, hogy tisztán elméleti megközelítésből könnyű amellet érvelni, hogy a portfólió kiválasztáshoz használjunk kettőnél több (legalább négy) momentumra épülő elemzést, hiszen ezzel a (2.5)-beli közelítés javul. Ennek a gyakorlati befektetési döntéshozatalban való alkalmazása legalább kétféle problémát vet fel. Az egyik alapvető probléma az lenne, hogy az összeállítandó portfólióban szereplő minden értékpapírra vonatkozóan a korábbi kettővel szemben négy paramétert kellene becsülni (és természetesen utána minden lehetséges portfólióra, azaz értékpapír kombinációra vonatkozóan meg kellene határozni ugyanezeket a paramétereket, amihez ismerni kellene ez utóbbiaknak az előbbi paraméterekkel való kapcsolatát, az egyes értékpapírok közötti kapcsolatról nem is beszélve). A másik alapvető probléma, a hatékony portfóliók meghatározásával kapcsolatos. Az  $E-V$  kritériumra épülő elemzésnél az  $R''$ -beli hatékony

---

<sup>24</sup> Ederington, L.H.(1986): Mean-Variance as an Approximation to Expected Utility Maximization, Working paper, School of Business Administration, Washington University, St. Louis, Missouri.



portfóliók halmazának egyértelműen megfeleltethető az  $E-V$  síkban a hatékony  $E-V$  kombinációk halmaza, amely egy egydimenziós konvex görbe. A valószínűség eloszlás első négy momentumára épülő, hasonló megközelítés segítségével a négydimenziós tér háromdimenziós alterében kell "eligazodnunk", a probléma operációkutatási és számítástechnikai háttéréről nem is beszélve.

## 2.2 A portfólió-kiválasztás bemenő paramétereinek meghatározása, a paraméterek becslésével kapcsolatos problémák

### 2.2.1 Nemzetközileg diverzifikált portfóliók hozama és kockázata

Abból a célból, hogy különböző nemzetközi befektetés-kombinációkat a *Markowitz-féle* hozam-kockázat kritérium segítségével értékelni tudjunk, mindenekelőtt az szükséges, hogy a fenti befektetési lehetőségek hozamát és kockázatát meghatározzuk. Ehhez meg kell válaszolni azt a kérdést, hogy mi az a *kritérium*, amely alapján az *egyes nációkhoz tartozó befektetők elkülöníthetők*. A nemzetközi pénzügyek területén a fenti elhatárolás azon alapul, hogy a különböző országokhoz tartozó befektetők eltérő fizetőeszközökkel rendelkeznek, amelyet az adott ország központi bankja bocsát ki.<sup>1</sup> Így egy adott ország befektetője egy másik országbeli befektetési lehetőséget adott nemzeti valutája segítségével értékeli. A fentiek miatt beszélünk a nemzetközi portfólió-kiválasztás gyakorlatában dollár-, márka-, yen-alapú befektetésekről. Mivel nemzetközi környezetben a befektetések jövedelmezőségének megítélése eltérő „mérce” alapján történik, két különböző országból származó befektető egy harmadik (cél)országbeli befektetés hozamát általában különbözőnek értékeli.

A továbbiakban azt vizsgáljuk, hogyan számszerűsíthető egy külföldi országbeli befektetés illetve egy *nemzetközi befektetés kombináció hozama és kockázata* a magyar befektetők nézőpontjából. Az alábbi összefüggések – az általánosság megszorítása nélkül –

---

<sup>1</sup> A fentitől eltérő, általánosabb meghatározással találkozhatunk *Solnik (1974b)* munkájában, ahol úgy definiálja az egyes nációkat, mint az azonos vásárlóerővel rendelkező zónák lakóit, akik ugyanazt az árindexet használják a pénzügyi hozamok értékelésében. Ez ahhoz vezet, hogy a különböző országokhoz tartozó befektetők ugyanannak az értékpapírnak a hozamát különbözőképpen értékelik. *Adler és Dumas (1983)* is arra a következtetésre jutottak, hogy - pénzügyi szempontból - a hozamok értékelésének eltérő volta a döntő tényező az egyes nációk elkülönítésében. Megfogalmazásuk szerint: „Teljesen ésszerű azt feltételezni, hogy a különböző országok befektetői különböző mértékegységet használnak a hozam és a kockázat mérésére.” A szerző azt az álláspontot képviseli, amely szerint ez „mértékegység” (vagy másképpen fogalmazva: viszonyítási egység) a nemzetközi portfólió-kiválasztás gyakorlatában a befektető országának fizetőeszköze. Számunkra tehát a magyar befektető az a devizabelföldi természetes vagy jogi személy, aki az egyes nemzetközi befektetési lehetőségeket *forint alapon* értékeli.



tetszőleges ország befektetőjére is igazak, azzal a feltétellel, hogy az ország-specifikus paramétereket megváltoztatjuk.<sup>2</sup>

Amennyiben  $S_{it}$  az  $i$ . ország fizetőeszközének a  $t$ . időpontban forintban vett árfolyamát jelöli,  $P_{it}$  pedig ugyanezen országbeli befektetési lehetőség (részvény, kötvény, tőzsdeindex) helyi fizetőeszközben vett árfolyamát, akkor bármely befektetési periódus végén egy magyar befektető számára az adott országbeli befektetésből származó *hozam* a következőképpen számítható ki:

$$R_{i,HUF} = \frac{S_{it}P_{it}}{S_{it-1}P_{it-1}} - 1 \quad (2.14)$$

Tekintve, hogy

$$\frac{S_{it}P_{it}}{S_{it-1}P_{it-1}} - 1 = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} + \frac{S_{it} - S_{it-1}}{S_{it-1}} + \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \cdot \frac{S_{it} - S_{it-1}}{S_{it-1}} \quad (2.15)$$

alakban írható, ahol  $\frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} = R_i$  a lokális (helyi) hozam az  $i$ . tőkepiacon és

$\frac{S_{it} - S_{it-1}}{S_{it-1}} = e_i$  az  $i$ . ország fizetőeszközének a forinthez viszonyított árfolyam változásából

származó hozam, a (2.14)-beli *teljes hozam* a következőképpen bontható *összetevőire*:

$$R_{i,HUF} = R_i + e_i + R_i e_i \quad (2.16)$$

A fentiek alapján a *várható hozam*:

$$E(R_{i,HUF}) = E(R_i) + E(e_i) + E(R_i e_i) \quad (2.17)$$

<sup>2</sup> Az egyes összefüggéseket azért a magyar befektetők nézőpontjából írom fel, mert szeretnék az empirikus elemzésben használandó összefüggésekre koncentrálni. A „magyar befektetői nézőpont” technikailag azt jelenti, hogy az alábbiakban következő számításokat és következtetéseket forintban vett hozamokra kell alapozni.

A (2.17) formula értelmében a teljes hozam várható értéke (röviden a várható hozam) a helyi befektetés várható hozamának, az árfolyam változásból származó várható hozamnak és az előzőek szorzata várható értékének az összege.

A fenti összefüggésekből világosan látszik, hogy két különböző nációhoz tartozó befektető azért értékel egy adott országbeli befektetésből származó hozamot különbözőnek, mert országuk fizetőeszközének a befektetési célország fizetőeszközéhez viszonyított árfolyam változása általában eltérő. A hozam utóbbi komponensének különböző volta oda is vezethet, hogy az egyik ország befektetője az említett befektetést nyereségesnek, míg a másik országnak veszteségesnek találja.<sup>3</sup>

Az  $E-V$  hatékonysági koncepció keretein belül egy befektetés kockázatosságának megítélésére - mint tudjuk - a *hozam varianciája* (vagy szórása) használatos. Az  $i$ . tőkepiacon történő befektetés hozamának varianciája a következő összefüggéssel értelmezhető:

$$Var(R_{i,HUF}) = E[(R_{i,HUF} - E(R_{i,HUF}))^2] \quad (2.18)$$

A teljes *hozam varianciája* a következőképpen bontható összetevőire (Eun/Resnick (1994), 145.o.):

$$Var(R_{i,HUF}) = Var(R_i) + Var(e_i) + 2Cov(R_i, e_i) + \Delta Var \quad (2.19)$$

ahol  $Var(R_i)$  az  $i$ . országbeli befektetés lokális hozamának varianciája,  $Var(e_i)$  az  $i$ . ország fizetőeszközének a forinthez viszonyított árfolyam változása hozamának varianciája,  $Cov(R_i, e_i)$  és  $\Delta Var$  az előző két változó illetve azok szorzata közötti kapcsolatból adódó „hozzájárulás” mértéke. A hozam varianciájának utolsó három komponense a forint árfolyam változása által indukált kockázatot képviseli. A magyar befektetőknek a hazai tőkepiacról kilépve a hozam növelésének lehetősége mellett ezzel az új típusú kockázattal kell szembenéznük.

<sup>3</sup> A fentiekre meggyőző példákat találunk Levy és Sarnat (1984) könyvének 642-644. oldalain, amelyek egy 19 országra kiterjedő empirikus elemzésből származnak.



Annak érdekében, hogy nemzetközileg diverzifikált portfóliók teljesítményét értékelni tudjuk, szükségünk van azokra az összefüggésekre, amelyekkel egy ilyen portfólió megfelelő paramétereit meg tudjuk határozni.

Egy magyar befektető nemzetközileg diverzifikált portfóliójának teljes hozama a befektetés célpontjául választott országokban elérhető hozamok befektetési hányadokkal súlyozott összege:

$$R_p = \sum_{i=1}^N X_i R_{i,HUF} \quad (2.20)$$

ahol  $R_{i,HUF}$  a magyar befektető portfóliójának teljes hozama az  $i$ . országban,  $X_i$  az  $i$ . ország tőkepiacára investált tőkehányad,  $N$  a szóban forgó országok száma.

Az előzővel azonos összefüggés érvényes a teljes hozam várható értékére, azaz:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i E(R_{i,HUF}) \quad (2.21)$$

A fenti portfólió kockázata, azaz teljes hozamának varianciája a következőképpen számítható ki:

$$Var(R_p) = \sum_{i=1}^N X_i^2 Var(R_{i,HUF}) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N X_i X_j Cov(R_{i,HUF}, R_{j,HUF}) \quad (2.22)$$

ahol  $Cov(R_{i,HUF}, R_{j,HUF})$  az  $i$ . és a  $j$ . országokból származó forint-alapú (teljes) hozamok közötti kovariancia. Természetesen a fenti összefüggések tetszőleges nációhoz tartozó befektetőkre is érvényesek, ha a fenti formulákban a forint-alapú hozam helyett az adott ország fizetőeszközére vonatkoztatott hozamot szerepeltetjük.

### 2.2.2 A portfólió-kiválasztási modell bemenő paramétereinek becslésével kapcsolatos problémák

Egy nemzetközileg diverzifikált portfólió várható hozama és hozamának varianciája a (2.21) és (2.22) összefüggés segítségével adható meg. A Markowitz-féle hozam-kockázat hatékony portfóliók meghatározásához a következő kvadratikus, parametrikus programozási feladatot kell megoldani:

$$\begin{aligned} \min Var(R_p) &= \sum_{i=1}^N X_i^2 Var(R_{i,HUF}) + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^N X_i X_j Cov(R_{i,HUF}, R_{j,HUF}) \\ E(R_p) &= \sum_{i=1}^N X_i E(R_{i,HUF}) \\ \sum_{i=1}^N X_i &= 1 \quad (i = 1, 2, \dots, N; X_i \geq 0) \end{aligned} \tag{2.23}$$

A probléma megoldása úgy interpretálható, hogy adott várható hozamhoz tartozóan keressük a minimális varianciát biztosító  $\underline{X} = (X_1, X_2, \dots, X_N)$  befektetés kombinációt. A problémát az teszi kvadratikussá, hogy a célfüggvény az  $X_i$  befektetési arányoknak (a probléma változóinak) másodfokú függvénye, és az teszi parametrikussá, hogy a várható hozam minden lehetséges értékére (pontosabban az ún. minimum variancia portfólió várható hozamát meghaladó, összes lehetséges  $E$  értékre) meghatározzuk a minimális varianciát biztosító befektetés kombinációt. A befektetési döntéshozás folyamatának egyik kulcsfontosságú kérdése, hogy milyen befektetési stratégiát alkalmazzunk, azaz a fenti modellel előállítható hatékony befektetés kombinációk közül melyiket valósítsuk meg.

A különböző befektetési stratégiák alkalmazásának sikere azon múlik, hogy a (2.23) modell paramétereit, azaz esetünkben egy nemzetközileg diverzifikált portfólió hozamának és kockázatának összetevőit kielégítően tudjuk-e becsülni. A (2.21) és (2.22) összefüggés alapján a *becsülendő paraméterek a várható hozamok vektorának komponenseit* (esetünkben a befektetés célpontjául választott országokban elérhető hozamokat) és *a*



hozamok variancia-kovariancia mátrixának elemeit jelentik.<sup>4</sup> Mivel a paraméterek kielégítő becslése a portfólió-kiválasztási folyamat eredményességét érintő általános probléma, az alábbiakban következő módszertani megfontolások is általános érvényűek. Említésre méltó, hogy a paraméterek becslését érintő bizonytalanság csökkentése és a becslési módszerek fejlesztésének igénye különösen nagy szerepet kap a nemzetközi portfólió diverzifikációval foglalkozó legújabb tanulmányokban. Ez bizonyára annak köszönhető, hogy a befektetések nemzetközi kiszélesítéséről hozott döntés megalapozásában nagyon fontos a létrehozandó portfóliók teljesítményének korrekt megítélése.

A bemenő paraméterek becslésére a *legegyszerűbb módszer* a vizsgált befektetési lehetőségek hozamának *múltbeli idősorából* történő *paraméterbecslés*. Ennek alkalmazásakor azzal a feltételezéssel élünk, hogy a hozam valószínűség eloszlása (így várható hozama és hozamának varianciája) a vizsgált múltbeli időszakhoz képest a jövőben (legalábbis a befektetési időszakban) nem változik.

A *mintából* (illetve idősorból) történő paraméterbecslésnél a *várható hozam becslése* a mintaátlag segítségével, tehát az alábbi formula felhasználásával történik:

$$e_i = \bar{r}_i = \frac{\sum_{t=1}^T r_{it}}{T} \quad (i = 1, 2, \dots, N) \quad (2.24)$$

ahol  $r_{it}$  az  $i$ . befektetési lehetőség (értékpapír, tőzsdeindex) hozamait tartalmazó idősorok  $t$ . eleme,  $T$  az idősor elemeinek száma (a minta elemszáma),  $N$  a vizsgált értékpapírok száma.

Az idősorból történő paraméterbecslés során a *hozamok közötti kovariancia* hagyományos becselőfüggvénye:

---

<sup>4</sup> A becsülendő paraméterek száma  $N$  értékpapírt tartalmazó portfóliók esetén:  $\frac{N^2 + 3N}{2} = N$  (várható hozamok vektorának komponensei) +  $N$  (a variancia-kovariancia mátrix főátlójában álló variancia értékek) +  $N \cdot \frac{(N-1)}{2}$  (a variancia-kovariancia mátrix főátlója felett álló elemek). A variancia-kovariancia mátrix szimmetriája miatt elegendő csak a főátlóban és a főátló felett álló elemeket becsülni.

$$S_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{it} - e_i)(r_{jt} - e_j)}{T-1} \quad (i = 1, 2, \dots, N; j = 1, 2, \dots, N) \quad (2.25)$$

ahol  $i$  és  $j$  az  $i$ . illetve  $j$ . befektetési lehetőség indexe,  $e_i$  és  $e_j$  az előző befektetések  $T$  időszakra számított átlaghozamai, így  $S_{ij}$  a variancia-kovariancia mátrix  $i$ . sorának  $j$ . eleme. Az  $i = j$  értékekre a hozamok varianciájának becsléséhez jutunk.

A Markowitz-féle várható hozam-kockázat hatékonysági koncepció hagyományos alkalmazásánál a fenti becsült értékeket úgy kezeljük, mintha a (2.23) modellben szereplő paraméterek valódi értékei lennének.<sup>5</sup> Mivel ekkor megfelelünk a becslési hibáról, a kapott eredmények félrevezetőek, mert általában a valóságosnál nagyobb értékkel a kapott portfólió(k) teljesítményét. A paraméterek értékéből adódó bizonytalanságnak a portfólió-kiválasztásra gyakorolt hatását sok kutató felismerte és elemezte.<sup>6</sup> E kutatások eredményeiből egyértelműen levonható az a következtetés, hogy a fent említett probléma sokkal *kritikusabb* szerepet játszik a *várható hozamok előrejelzése* tekintetében, mint a hozamok közötti varianciát-kovariancia értékeinek becslése esetében. Ez utóbbi értékek is ki vannak ugyan téve a paraméterek becsléséből eredő bizonytalanságnak, de időben jóval stabilabbak, sokkal kevésbé érzékenyek az extrém megfigyelési értékekre, mint a mintaátlag.

Jobson/Korkie (1984) és Jorion (1985) kimutatták, hogy amennyiben egy portfólió-kiválasztási problémában a vizsgált értékpapírok várható hozamát a mintaátlaggal becsüljük, ez a felhasznált idősor hosszától függően szélsőséges ingadozást okozhat az ún. érintő portfólió összetételében és Sharpe-mutatóval<sup>7</sup> mért teljesítményében. Ennek az a következménye, hogy az említett portfóliót az ún. naiv portfólió gyakran „túlszárnyalja” a valódi hozamok és teljesítmény tekintetében. Ez utóbbit Jorion (1985) meggyőzően

<sup>5</sup> Ez a szemlélet az uralkodó a befektetések nemzetközi kiszélesítésének hatásait vizsgáló korai tanulmányokban (pl. Grubel (1968), Levy/Sarnat (1970), Solnik (1974)).

<sup>6</sup> A fentiekre példaként szolgálnak: Merton (1980), Jobson/Korkie (1981b), Jorion (1985), Jorion (1986), Frost/Savarino (1986), Kaplanis (1988), Meric/Meric (1989), Eun/Resnick (1994), Longin/Solnik (1995), Chunchachinda et al. (1997), Liljeblum et al. (1997).

<sup>7</sup> A Sharpe-mutató egy portfóliónak a kockázatmentes rátán felüli hozamát viszonyítja a portfólió hozamának szórásához, így a kockázat egységére jutó többlethozamot méri. Az érintő portfólió pedig az előbbi mutató értékét maximalizáló portfólió. Ezekről a következő alfejezetekben részletesen beszélünk.



bizonyította azáltal, hogy megvizsgálta a *Grubel (1968)* és a *Levy/Sarnat (1970)* által előállított „optimális portfólió” mintaperióduson kívüli teljesítményét. Azt találta, hogy a vizsgálatban szereplő országok tőzsdeindexeiből konstruált naiv portfólió<sup>8</sup> teljesítménye felülmúlja a *Grubel*-féle optimális portfólióét.

A mintaátlag instabilitása miatt fellépő problémák felkeltik az igényt, hogy a várható hozamok becslésére az előbbi helyett más becslőfüggvényt alkalmazzunk. Ezzel a kérdéssel a következő részben foglalkozom. Ezt megelőzően - röviden - a variancia-kovariancia mátrix időbeli stabilitását vizsgáló legújabb empirikus kutatások legfontosabb eredményeit összegzem.

Kiindulópontként említést érdemel, hogy a különböző tanulmányok az egyes külföldi részvénypiacok<sup>9</sup> együttmozgásának jellemzése címén elsősorban a korrelációs mátrix időbeli stabilitását vizsgálják. Ez módszertanilag helyes, hiszen a korrelációs együttható a piacok közötti kapcsolat szorosságának standardizált mérőszáma.<sup>10</sup> A mutató standardizált mivolta lehetővé teszi a különböző tanulmányokban szereplő értékek összevetését (bár most nekünk ez nem célunk). A dolgozatban megvalósítandó empirikus elemzéshez nem elégséges a korrelációs mátrix stabilitását vizsgálni, mert ebből még nem következik a variancia-kovariancia mátrix stabilitása. Tekintve a két mátrix közötti kapcsolatot, az utóbbi mátrix stabilitása a hozamok szórása változásának is függvénye, így amennyiben a korrelációs mátrix nem stabil, nagy az „esély” arra, hogy a variancia-kovariancia sem az. A fentiek teljesülésére azonban semmilyen elméletileg megalapozott kijelentés nem tehető, így a mátrixok stabilitásának vizsgálata empirikus kérdés.

A fenti témában *Longin és Solnik (1995)* végezték a leghosszabb időszakra, az 1960 és 1990 közötti periódusra kiterjedő vizsgálatot. Elemzésük hét ország tőzsdeindexének<sup>11</sup>

---

<sup>8</sup> Az ún. naiv portfólióban - definíció szerint - minden ország tőzsdeindexe egyenlő súlyt képvisel.

<sup>9</sup> E tanulmányokban az egyes külföldi részvénypiacok reprezentálása egy-egy átfogó indexszel történik.

<sup>10</sup> Ezen azt értem, hogy mivel értéke  $-1$  és  $+1$  között van, így a kapott értékből következtethetünk a vizsgált valószínűségi változók (esetünkben hozamok) közötti kapcsolat szorosságára. A kovariancia nagysága önmagában - tekintve, hogy két valószínűségi változó közötti kovariancia értékéhez úgy jutunk, hogy a korrelációs együtthatót megszorozzuk az említett valószínűségi változók szórásával - a változók közötti kapcsolat szorosságáról semmit sem árul el.

<sup>11</sup> A tanulmányban vizsgált országok a világ teljes részvénytőzsdei kapitalizációjának több mint 90 %-át képviselik.

havi hozamai alapján számított *korrelációs és variancia-kovariancia mátrix stabilitásának* vizsgálatára terjedt ki. A vizsgált időszakot ötéves részperiódusokra bontották és az egymást követő, valamint az egyes nem csatlakozó részperiódusokra is tesztelték a fenti két mátrix stabilitását. Következtetések megalapozásához a *Box*-féle *M*-próbát és a *Jennrich* tesztet használták (mivel a két teszt azonos eredményekhez vezetett, a tanulmányban csak a *Jennrich* teszt eredményeit tették közzé).<sup>12</sup> Az egymáshoz csatlakozó intervallumok közül (összesen 5 esetből) 1 esetben bizonyult elvetendőnek a két időszak korrelációs mátrixának egyenlőségére vonatkozó nullhipotézis 5 %-os szignifikancia szinten és 5 esetben (összesen 10 esetből) az egymáshoz nem csatlakozó időintervallumok közül. Ugyanakkor 15 %-os szignifikancia szintet használva a 15 eset közül 10 esetben (az egymáshoz csatlakozó öt időintervallum közül négy esetben) utasítandó el a nullhipotézis, tehát a korrelációs mátrix stabilitására vonatkozó feltevés. Említésre érdemes, hogy az első (1960-65) és a hatodik (1985-90) részperiódus között a korrelációs mátrixok egyenlősége már 1 %-os szignifikancia szinten elutasítható, ami arra enged következtetni, hogy a korrelációs mátrix semmiképpen sem tekinthető a vizsgált 30 éves időszakra vonatkozóan stabilnak. A variancia-kovariancia mátrix időbeli stabilitását vizsgálva a 15 esetből 14 esetben vezettek a teszteredmények a nullhipotézis elvetéséhez már 1 %-os szignifikancia szinten (kizárólag az 1960-65 és az 1965-1970-es időszakok között bizonyult a hozamok-variancia-kovariancia mátrixa stabilnak).

*Longin és Solnik (1995)* kimutatták, hogy az egyes ország-párok tőzsdeindexeinek havi hozamai közötti korrelációs együtthatók a vizsgált 30 éves periódusra vonatkozóan növekvő tendenciát mutatnak. Az általuk alkalmazott módszertan lényege, hogy a becsült korrelációs együtthatók idősorára egy-egy lineáris trendfüggvényt illesztettek (a vizsgált hat esetből négyben a trendfüggvény 5 %-os szinten szignifikánsnak bizonyult).

*Meric és Meric (1989)* az 1973 és 1987 közötti időszakra kiterjedően vizsgálta 17 ország tőzsdeindexeinek havi hozamai alapján a *korrelációs mátrix időbeli stabilitását*. Vizsgálataikat különböző hosszúságú részperiódusokra vonatkozóan is elvégezték, azáltal, hogy a vizsgált időszakot először másfél éves, majd három és öt éves végül pedig hét és fél éves részperiódusokra bontották. Ezt követően az azonos hosszúságú, egymáshoz

---

<sup>12</sup> A *Box*-féle *M*-próba leírása megtalálható *Meric/Meric (1989)* tanulmányában (629-630. o.), a *Jennrich* tesztrel pedig a későbbiekben még foglalkozom.



csatlakozó részperiódusokra a *Box-féle* M-próba felhasználásával tesztelték a két időszakra vonatkozó korrelációs mátrix azonosságát. A vizsgált 16 esetből 7 esetben bizonyult a korrelációs mátrix időben stabilnak (5%-os szignifikancia szinten). Az időbeli stabilitást a hosszabb időszakokra vonatkozóan számított korrelációs mátrixok esetében (3 éves, 5 éves valamint 7 és fél éves periódusokra vonatkozóan) sikerült kimutatni.

A fentieket, vagyis azt a tényt, hogy a korrelációs mátrix időbeli stabilitása növekszik az egyes korrelációs együtthatók becsléséhez felhasznált minta elemszámának növekedésével - az előzőektől eltérő módszertan alkalmazásával - *Chunhachinda, Dandapani, Hamid és Prakash (1997)* tanulmánya is megerősítette. A fenti tanulmány a korrelációs mátrix stabilitásának tesztelésére az eloszlás független *Sen és Puri-féle (1968)* L-tesztet alkalmazta. E teszt használata konzisztens a szerzők azon megállapításával, hogy a vizsgálatban szereplő tőzsdeindexek hozama nem tekinthető normálisnak. A 14 országra kiterjedő elemzésben a vizsgált hat éves időintervallumot (1988-1993) másfél, két és hároméves időszakokra bontották. Az egymást követő időszakok korrelációs mátrixai között a szerzők a vizsgált hat esetből egyikben sem találtak szignifikáns eltérést. Azt tapasztalták, hogy a mintaperiódusok hosszának növekedésével az alkalmazott teszt próbafüggvényének értéke csökken, ami a stabilitás növekedését jelezte.

*Kaplanis (1988)* 10 nemzetközi részvénytőzsi hozamai „együttlmozgásának” stabilitását tesztelte az 1967 és 1982 közötti időszak havi hozam-idősorainak felhasználásával. A vizsgált időintervallumot 4 egyenlő hosszúságú részperiódusra bontotta és az egymást követő, valamint az időben nem csatlakozó részperiódus-párokra is vizsgálta a korrelációs és a variancia-kovariancia időbeli állandóságát. Az előbbi stabilitásának tesztelésére a *Jennrich*-, míg az utóbbiéra mind a *Jennrich*-, mind a *Box*-tesztet alkalmazta. A két próba következtetései nem mutattak eltérést.<sup>13</sup> *Kaplanis* eredményei alapján a korrelációs mátrix időben stabilnak, míg a variancia-kovariancia mátrix instabilnak bizonyult. Ez utóbbi instabilitásának okát keresve megállapította, hogy ez sokkal inkább a mátrix szerkezetében bekövetkezett változásnak (tehát az egyes tőkepiacok közötti kapcsolatok intenzitása

---

<sup>13</sup> Mindkét teszt próbafüggvénye aszimptotikusan  $\chi^2$  eloszlású, így kis mintára kevésbé megbízhatóak. Persze azt, hogy mi számít „elegendően nagy” mintának nem könnyű definiálni, legfeljebb – ahogy *Kaplanis* érvel – oly módon, hogy összehasonlítjuk a két teszt által kapott eredményeket. A két próba következtetései „összecsendése” megfelelő jelzés lehet arra vonatkozóan, hogy a minta elemszáma kellően nagy-e.

átrendeződésének) köszönhető, semmint a variancia-kovariancia értékekben végbement egységes tendenciát képviselő változásnak.

A fentiek - hiszen valamennyi idézett tanulmányban a korrelációs mátrix viszonylag stabilnak, a variancia-kovariancia mátrix pedig instabilnak bizonyult - felhívják a figyelmet arra, hogy egy empirikus vizsgálatban, mielőtt az utóbbi mátrix elemeit a (2.25) formula segítségével becsülnénk, célszerű valamely stabilitási teszt alkalmazása. Ezek után - amennyiben az előbbi negatív eredményt hoz - szükségeszerű egy alternatív becslőformulát keresni.<sup>14</sup>

A korrelációs mátrix időbeli stabilitására vonatkozó hipotézis ellenőrzésének egyik lehetséges eszköze a *Jennrich (1970)* által kifejlesztett teszt. Az eljárás - némi korrekcióval - a variancia-kovariancia mátrix stabilitásának vizsgálatára is felhasználható. Mivel a munka empirikus részében ezt használtam, szükségesnek látszik, hogy a teszt alkalmazásának lépéseit összefoglaljam.

A kiinduló feltétel, hogy a vizsgált  $\underline{R}_1$  és  $\underline{R}_2$  korrelációs mátrixok két  $p$ -dimenziós normális eloszlású alapsokaságból származó,  $n_1$  és  $n_2$  elemszámú, független mintán alapulnak.

A teszt alkalmazása során a nullhipotézis:

$$H_0 : \underline{R}_1 = \underline{R}_2$$

Amennyiben a fenti hipotézis teljesül a

$$\chi^2 = \frac{1}{2} \text{tr}(\underline{Z}^2) - dg^T(\underline{Z})\underline{S}^{-1}dg(\underline{Z}) \quad (2.26)$$

---

<sup>14</sup> Az előbbi feladat – annak ellenére, hogy a variancia-kovariancia mátrix becslésére számos módszer ismeretes – közel sem könnyű. Az alkalmazható fontosabb modell-típusok: az ún. naiv átlag-, index-, regressziós- és empirikus *Bayes*-i modellek. Ezek leírásával e dolgozat keretei között nem foglalkozom. Az említett modellek származtatásával és alkalmazásával kapcsolatos kérdések megtalálhatók például *Elton/Grubel (1991)*, *Sharpe (1963)*, *Kaplanis (1988)* és *Eun/Resnick (1984)* munkáiban. A „legjobb becslőfüggvény” megtalálása azért nem könnyű, mert egyrészt egy új modell alkalmazását mindig közgazdaságilag is elfogadható feltételrendszerre kell alapozni, másrészt - mint az utóbb említett két tanulmány is bizonyítja - rendszerint nagyon meg kell küzdeni azért, hogy egy kis javulást éadjunk el a variancia-kovariancia értékek becslésében.



kifejezés aszimptotikus<sup>15</sup>  $\chi^2$  eloszlást követ, amely  $p(p-1)/2$  szabadságfokkal rendelkezik. A (2.26) összefüggésben  $dg(\cdot)$  a szóban forgó (négyzetes) mátrix főátlójából képezett (oszlop) vektort, míg  $tr(\cdot)$  a főátlóban álló elemek összegét jelenti,  $(\cdot)^T$  ill.  $(\cdot)^{-1}$  pedig a transzponálás ill. inverz-képzés műveletét.  $\underline{Z}$  és  $\underline{S}$  mátrixok a következő lépésekben határozhatók meg:

1. A mintaelemek ismeretében kiszámítjuk az  $\underline{R} = (r_{ij}) = \frac{n_1 \underline{R}_1 + n_2 \underline{R}_2}{n_1 + n_2}$  mátrixot.
2. Meghatározzuk az  $\underline{S} = (\delta_{ij} + r_{ij} \cdot r^{ij})$  mátrixot, ahol  $\delta_{ij}$  a Kronecker-féle delta<sup>16</sup> szimbólumot,  $r^{ij}$  pedig az  $\underline{R}$  mátrix inverzének megfelelő elemét jelenti.
3. Végül kiszámítjuk a  $\underline{Z} = \left( \frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2} \right)^{\frac{1}{2}} \underline{R}^{-1} (\underline{R}_1 - \underline{R}_2)$  mátrixot.

A teszt - kis módosítással - alkalmassá tehető két variancia-kovariancia mátrix összehasonlítására. Ebben az esetben a próbafüggvény a (2.26)-beli összefüggésből a második tag elhagyásával keletkezik, és a próba szabadságfoka  $\frac{p(p+1)}{2}$ -re módosul.

### 2.2.3 A várható hozam becslésének finomítása: a Bayes-Stein-féle transzformáció

A Markowitz-féle várható hozam-kockázat hatékony portfóliók származtatása hagyományosan úgy zajlik, hogy először a hozamok történeti idősoraiból a (2.24) és (2.25) becslőformulák alkalmazásával meghatározzuk a bemenő adatokat, majd ezt követően megoldjuk a portfólió-kiválasztási problémát, mintha a becsült értékek valódi paraméterek lennének. Ez az ún. biztonsági ekvivalens<sup>17</sup> módszer az egyes véletlen változók (esetünkben hozamok) értékét létrehozó sztochasztikus folyamatokat időben változatlanoknak tételezi fel. Az előző szemlélet másik hiányossága, hogy nem veszi figyelembe a probléma többváltozós mivoltát, nem kezeli az egyes értékpapírokat portfólió

<sup>15</sup> Az eloszlás aszimptotikus mivolta azt jelenti, hogy a fentiek  $n_1, n_2 \rightarrow \infty$  esetén, azaz „megfelelően nagy” minta elemszáma teljesülnek.

<sup>16</sup>  $\delta_{ij} = 1$ , ha  $i = j$  és  $\delta_{ij} = 0$ , ha  $i \neq j$ .

<sup>17</sup> Angol elnevezése: certainty equivalence.

kontextusban, azaz kihasználatlanul hagyja az értékpapírmintából nyerhető ún. kollektív információt.

*Stein* már 1955-ben megfogalmazta<sup>18</sup>, hogy a mintaátlag vektora nem kielégítő becslése egy többváltozós normális eloszlás esetében a várható érték vektorának. Az előző helyett egy olyan becslőfüggvény alkalmazását javasolta, amely a mintából számított átlagvektor komponenseit egy „összehúzó faktor” felhasználásával egy közös érték felé „zsugorítja”. Ezt a statisztikai döntéelméleti módszert elsőként *Jobson és Korkie (1981)* vitte át a portfólió elmélet gyakorlatába, abban a szélsőséges formában, hogy az összes értékpapír várható hozamának becslésére egységesen a nagy átlagot javasolták. Ezt követően *Jorion (1985)* a *Bayes*-módszer felhasználásával fejlesztette ki azt becslőformulát, amely *Bayes-Stein*-féle transzformációként ismert.<sup>19</sup>

A várható hozam vektorának *Bayes*-módszerrel<sup>20</sup> történő becslése esetén az egyes paraméterekre a jövőbeli hozamok prediktív sűrűségfüggvénye segítségével származtatunk becslőformulát. Amennyiben a jövőbeli hozamok vektorát  $\underline{r}$ , a megfigyelt hozamvektort  $\underline{y}$ ,  $\underline{\theta}$  pedig a paramétervektort jelöli, akkor az  $\underline{r}$  hozamvektor és a  $\underline{\theta}$  paramétervektor együttes sűrűségfüggvénye adott  $\underline{y}$  mintainformáció mellett:

$$p(\underline{r}, \underline{\theta} | \underline{y}) = p(\underline{r} | \underline{\theta}, \underline{y}) \cdot p(\underline{\theta} | \underline{y}) \quad (2.27)$$

A prediktív sűrűségfüggvény előállítására céljából az előző egyenletet integrálni kell  $\underline{\theta}$  szerint:

<sup>18</sup> *Stein, C. (1955): Inadmissibility of the Usual Estimator for the Mean of a Multivariate Normal Distribution, Proceedings of the 3<sup>rd</sup> Berkeley Symposium on Probability and Statistics, Berkeley, University of California Press, 197-206.*

<sup>19</sup> Az eljárás - bizonyára - azért kapta a fenti elnevezést, mert a paraméterek becslésében a *Bayes*-módszert (jobban mondva annak empirikus változatát) használja, a kapott becslőformula pedig „természetét” tekintve *Stein*-féle zsugorító becslést takar.

<sup>20</sup> A *Bayes*-módszeren alapuló paraméterbecslés felhasználásának szélesek a lehetőségei. Az eljárás alkalmazásának szép példája található *Varga (1991)* tanulmányában, ami az idősorok előrejelzése és elemzése területén történő hasznosítást demonstrálja. A módszer a biztosítás matematikában is elterjedt, eredményesen használható - többek között - a hitelképesség becslésében (lásd például *Makov et al. (1996)*).



$$p(\underline{r}|\underline{y}) = \int_{\underline{\theta}} p(\underline{r}, \underline{\theta}|\underline{y}) d\underline{\theta} = \int_{\underline{\theta}} p(\underline{r}|\underline{\theta}, \underline{y}) \cdot p(\underline{\theta}|\underline{y}) d\underline{\theta} \quad (2.28)$$

A fentiekben  $p(\underline{\theta}|\underline{y})$  a  $\underline{\theta}$  paramétervektor ún. *a posteriori* sűrűségfüggvénye, amely a Bayes-tétel alapján az ún. *likelihood* függvény és az *a priori* sűrűségfüggvény szorzatának segítségével fejezhető ki:

$$p(\underline{\theta}|\underline{y}) \approx f(\underline{y}|\underline{\theta}) \cdot p(\underline{\theta}) \quad (2.29)$$

Az utóbbi kifejezésben a  $\approx$  szimbólum az arányosság jele.<sup>21</sup>

A Bayes-módszeren alapuló becslés előnye a hagyományos paraméterbecsléssel szemben, hogy a posteriori sűrűségfüggvény egyaránt magába foglalja a mintából származó és a paraméterek értékére vonatkozó előzetes információt, így esélyt ad a becslés pontosságának növelésére. A mintából származó információt a likelihood függvény, míg a paraméterek értékére vonatkozó előzetes információt az *a priori* sűrűségfüggvény tartalmazza<sup>22</sup> Kizárólag a mintaelemek által hordozott, a likelihood függvényben foglalt információra alapozva a várható hozam vektorának maximum-likelihood becsléséhez<sup>23</sup> jutunk, ami a mintaátlag.

A Bayes-módszer alkalmazásához szükség van az *a priori* sűrűségfüggvény meghatározására. Ennek a feladatnak a végrehajtása lehetőséget teremt arra, hogy a becslést végző szakembernek (vagy szakértői csoportnak) a paraméterek eloszlásával kapcsolatos véleménye megjelenhessen a becselőformulában. A Bayes-i paraméterbecslés végrehajtása - kiindulópontként - ez utóbbi vélemény „függvény formába öntését” igényli.

Jorion (1985) a várható hozamok vektorának *a priori* sűrűségfüggvényét a következőképpen specifikálta:

<sup>21</sup> A (2.29) összefüggés származtatása megtalálható Varga (1991) tanulmányában.

<sup>22</sup> Az *a priori* jelentése előzetes (korábbi). Az *a posteriori* későbbit, a *likelihood* pedig valószínűséget jelent.

<sup>23</sup> A fenti becslési módszer leírása és alkalmazása megtalálható Lukács (1987) és Hajdu/Pintér/Rappai/Rédey (1994) könyvében.

$$p(\underline{\mu}|\underline{\eta}, \lambda) \approx \exp \left[ -\left(\frac{1}{2}\right)(\underline{\mu} - \underline{\eta})^T (\lambda \underline{C}^{-1})(\underline{\mu} - \underline{\eta}) \right] \quad (2.30)$$

A fentiekben  $\underline{\mu}$  a várható hozamok vektorát,  $\underline{C}$  a hozamok variancia-kovariancia mátrixát jelölik.  $\underline{\eta}$  a vizsgálatban szereplő értékpapírok hozamainak átlaga (nagy átlag),  $\lambda$  pedig az ún. precíziós paraméter. *Jorion* az eloszlás  $\underline{\eta}$  és  $\lambda$  paramétereinek értékét az adatokból (a mintából) származtatja.

*Jorion* megmutatta<sup>24</sup>, hogyha a várható hozam vektorának a priori sűrűségfüggvénye a (2.30) összefüggés szerinti függvény, továbbá a jövőbeli hozamok prediktív sűrűségfüggvényének (2.28) szerinti előállításában szereplő függvények (többváltozós) normális eloszlást képviselnek, akkor a prediktív sűrűségfüggvény is egy többváltozós normális eloszlás sűrűségfüggvénye, amelynek várható értéke:

$$E(\underline{r}) = (1 - w)\underline{e} + w\underline{e}_0 \quad (2.31)$$

A fenti formulában  $\underline{e}$  a mintából számított átlaghozamok vektora,  $\underline{e}_0$  az ún. minimum-variancia portfólió átlagos hozama<sup>25</sup> (amely megegyezik a (2.30) formulában szereplő  $\underline{\eta}$ -val),  $w$  pedig egy „összehúzó” faktor, amely  $\underline{e}$  elemeit  $\underline{e}_0$ -hoz közelíti.  $w$  meghatározása a következőképpen történik:

$$w = \frac{\lambda}{T + \lambda} = \frac{\lambda}{(N + 2)(T - 1) + T(T - N - 2)(\underline{e} - \underline{e}_0)^T \underline{S}^{-1}(\underline{e} - \underline{e}_0)} \quad (2.32)$$

A (2.32) összefüggésben  $T$  a becsléshez felhasznált idősor hossza (a minta elemszáma),  $N$  a vizsgált értékpapírok száma,  $\underline{S}$  pedig a mintából (a (2.25) formula felhasználásával) becsült variancia-kovariancia mátrix.

<sup>24</sup> A levezetés megtalálható: *Jorion (1985)*, 289-291. o.

<sup>25</sup> A minimum-variancia portfólióról majd a későbbiekben beszélünk.



Jorion a portfólió-kiválasztási problémában szereplő értékpapírok várható hozamának becslésére a (2.31) formulát javasolja, amely *Bayes-Stein*-féle transzformációként ismert a portfólió elméletben.

Érdemes megemlíteni, hogy a (2.32) összefüggésből  $\lambda = 0$  és  $T \rightarrow \infty$  esetén  $w = 0$ ,  $\lambda \rightarrow \infty$  esetben pedig  $w \rightarrow 1$  adódik. Így az előbbi esetben a (2.31) becselőformula, azaz a *Bayes-Stein* transzformáció a várható hozamok becslésére a mintaátlag vektorát szolgáltatja, utóbbi esetben pedig egy olyan vektort, amelynek minden komponense (jó közelítéssel) a minimum-variancia portfólió átlagos hozamával egyenlő.

Jorion (1985,1986) valamint Frost és Savarino (1986) szimulációs analízissel kimutatták, hogy *Bayes-Stein*-féle becslési technika alkalmazása - a mintaátlagon alapuló becsléssel szemben - általában javulást eredményez a kapott portfóliók teljesítményében, ugyanakkor csökkenti a becslési kockázatot<sup>26</sup>. Ezek az eredmények felkeltik az érdeklődést a fenti módszertan felhasználása iránt. A munka empirikus részében megvizsgálom, milyen hatást gyakorol a *Bayes-Stein* becslési eljárás alkalmazása a nemzetközi befektetés kombinációk teljesítményére.

---

<sup>26</sup> A becsléseleméletben szokásos meghatározás értelmében a becslési kockázat a becslési veszteség várható értéke. Ez utóbbi pedig egy konkrét becselőfüggvény alkalmazása esetében a várható hasznosságban bekövetkezett (relatív) csökkenéssel mérhető, amelyet amiatt szenvedünk el, hogy a valódi paramétereket azok becsült értékével helyettesítjük.

## 2.3 Portfólió-kiválasztási stratégiák

### 2.3.1 Ex post stratégiák

A Markowitz-féle hozam-kockázat hatékonysági koncepció gyakorlati alkalmazása során nem szükséges, hogy a (2.23) optimalizálási probléma minden megoldását, azaz az összes hatékony portfóliót előállítsuk. A befektetések nemzetközi kiszélesítéséből származó előnyök (és esetleges hátrányok) vizsgálata céljából elegendő néhány „nevezetes” befektetési stratégiának megfelelő portfólió meghatározása. Arra nézve, hogy melyek legyenek a fenti „nevezetes” portfóliók, semmiféle „elméleti” előírás nincs és nem is lehet, hiszen az alkalmazandó befektetési stratégiát mindig a döntéshozó szempontjai határozzák meg és a különböző befektetők a hatékony portfóliók közül történő választásnál általában különböző szempontokat követnek. A dolgozatban vizsgálandó befektetési stratégiák meghatározásának támpontját adta, hogy ezek - az alkalmazásuk mögött álló befektetői célkitűzéseknek megfelelően - jól megkülönböztethetők legyenek. Ezzel együtt az elemzés eredményeinek a szakirodalomban publikált eredményekkel való összehasonlíthatósága is fontos volt számomra.

Végül is négy nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégia *ex post* teljesítményét értékeltem: az ún. *naiv portfóliót* (*EQW*), a *minimum-variancia portfóliót* (*MVP*), az „*érintő*” *portfóliót* (*CET*) és a *hazai portfólióval* (amit az empirikus elemzésben a BUX index reprezentál) *megegyező kockázatú hatékony portfóliót* (*ERP*) előállító stratégiáit.<sup>1</sup> Az *ex post* jelző arra utal, hogy - mivel a fenti portfóliók előállításánál nem számolunk a bemenő paraméterek értékét érintő bizonytalansággal - e befektetési stratégiák eredményessége csak *utólag* tárható fel, így legfeljebb csak „elszalasztott lehetőségként” értékelhető. Tehát ebben az esetben nem a stratégia valódi eredményét értékeljük, hanem a „biztos előrelátás” birtokában *utólag* feltárható múltbeli eredményt.

<sup>1</sup> A zárójelben használt rövidítések a portfóliók angol nyelvű elnevezésére utalnak. Az első három rövidítés megfelelői *Jorion (1985, 1986)*, *Eun/Resnick (1988, 1994)* és *Liljeblom et al. (1997)* nyomán: *EQW* = *Equally Weighted*, *MVP* = *Minimum-Variance Portfolio*, *CET* = *Certainty Equivalence Tangency*. A „vonatkoztatási pontként” választott hazai portfólióval azonos kockázatú, nemzetközileg diverzifikált portfólió elnevezésére használt rövidítés a *Bugár/Maurer (1999b)* tanulmány alapján: *ERP* = *Equally Risky Portfolio*.



Az ún. *naiv portfólió (EQW)* esetében minden országba ugyanakkora tőkehányadot invesztálunk. Ez a stratégia az értékpapírok hozamaira, kockázatára és az értékpapírok közötti korrelációra vonatkozó információ nélkül igyekszik megragadni a nemzetközi befektetésből származó előnyöket.

A másik három stratégia a hozamok idősorainak felhasználásával azonosítja a megfelelő hozam-kockázat hatékony portfóliót. A *minimum-variancia stratégia (MVP)* annak a portfóliónak a meghatározását célozza, amely a legkisebb kockázattal rendelkezik, ezért konzervatív befektetési stratégiaként tartható számon. Jellegzetessége, hogy alkalmazása nem igényli az egyes értékpapírok várható hozamainak előrejelzését. Amennyiben kizárjuk a fedezetlen eladások lehetőségét, a minimum-variancia portfólió a következő optimalizálási feladat megoldásával nyerhető:

$$\min V = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(R_{i,HUF}, R_{j,HUF})$$

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1 \quad (X_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, N)$$
(2.33)

A (2.33) összefüggésben  $X_i$  a létrehozott portfólióban az  $i$ . ország tőkepiacán befektetett tőkehányadot,  $\text{Cov}(X_{i,HUF}, X_{j,HUF})$  pedig az  $i$ . és  $j$ . országokbeli tőkebefektetések (forint-alapú) hozamai közötti kovarianciát jelenti.

Ha megengedjük a fedezetlen eladásokat, akkor a zárójelben szereplő korlátozó feltételeket el kell hagyni.<sup>2</sup>

Az „*érintő*” *stratégia (CET)* a Sharpe-féle hányadost - mint célfüggvényt - maximalizáló portfólió kiválasztására törekszik. A Sharpe-féle hányadoshoz úgy jutunk, ha a kockázatmentes hozamon felüli hozamot elosztjuk a kockázattal. Ez a stratégia közvetlenül

<sup>2</sup> A fedezetlen eladások (short sales) megengedése esetén bizonyos értékpapírokba történő befektetési arányok negatívak is lehetnek. Ennek az a tartalma, hogy a befektető - miután arra számít, hogy ezeknek az értékpapíroknak az ára esni fog - úgy adja el ezeket az értékpapírokat, hogy nem birtokolja (hanem általában egy brókercég közvetítésével csak kölcsönzi) őket és az eladásukból befolyt jövedelmet más értékpapírok vásárlására fordítja. E tranzakciók és szabályozásuk részletes leírása megtalálható például Sharpe/Alexander (1990) könyvében.

felhasználja a portfóliót képező vagyontárgyak várható hozamára vonatkozó információt. Az előző stratégiához képest ez egy agresszív stratégia, mert megvalósítása az előzőnél nagyobb kockázat vállalását teszi szükségessé (ez a hozamnövekedés „ára”). Ugyanakkor a fenti stratégia biztosítja (legalábbis ex post) a kockázat egységére jutó, a kockázatmentes hozamot meghaladó legnagyobb átlagos jövedelmezőséget.

Az „érintő” portfólió a következő optimalizálási feladat megoldásával származtatható:

$$\max S = \frac{\sum_{i=1}^N X_i [E(R_{i,HUF}) - r_f]}{\left[ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(R_{i,HUF}, R_{j,HUF}) \right]^{1/2}} \quad (2.34)$$

$$\sum_{i=1}^N X_i = 1 \quad (X_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, N)$$

ahol  $E(R_{i,HUF})$  az  $i$ . országbeli befektetés (forint-alapú) várható hozama,  $r_f$  pedig a kockázatmentes hozam.

Ahhoz, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyöket közvetlenül értékelni tudjuk, szükségesnek látszik, hogy egy kizárólag hazai befektetésekből álló portfólió és egy nemzetközileg diverzifikált portfólió teljesítményét közvetlenül összemérhetővé tegyük. Ez elképzelhető úgy (lásd *Haavisto/Hansson (1992)*), hogy a „befektetési lehetőségek nemzetközi kínálatából” kiválasztjuk azt a hatékony portfóliót, amely a hazaival azonos várható hozammal, de kisebb kockázattal rendelkezik. A fenti célra a szerző azt a portfóliót igyekszik azonosítani, amelynek kockázata egyezik meg a hazai portfólióéval (*ERP*). Ha a nemzetközileg hatékony portfóliók között sikerül a fentieknek megfelelő, a hazainál nagyobb várható hozammal rendelkező portfóliót találni, akkor ez egyértelműen bizonyítja, hogy a nemzetközi diverzifikáció jó hatással van a befektetések hozamának növekedésére. Abban az esetben, ha a hatékony portfóliók között nem találunk a hazaival megegyező kockázatút, - ez lehetséges, ha kizárjuk a fedezetlen eladásokat - azaz, ha a hazai portfólió kockázatosabb mint a legnagyobb várható hozamú nemzetközi befektetés, akkor az *ERP* helyett ez utóbbit választjuk. Az *ERP* magasabb kockázattal rendelkezik mint a minimum-variancia portfólió és a hazai portfólió



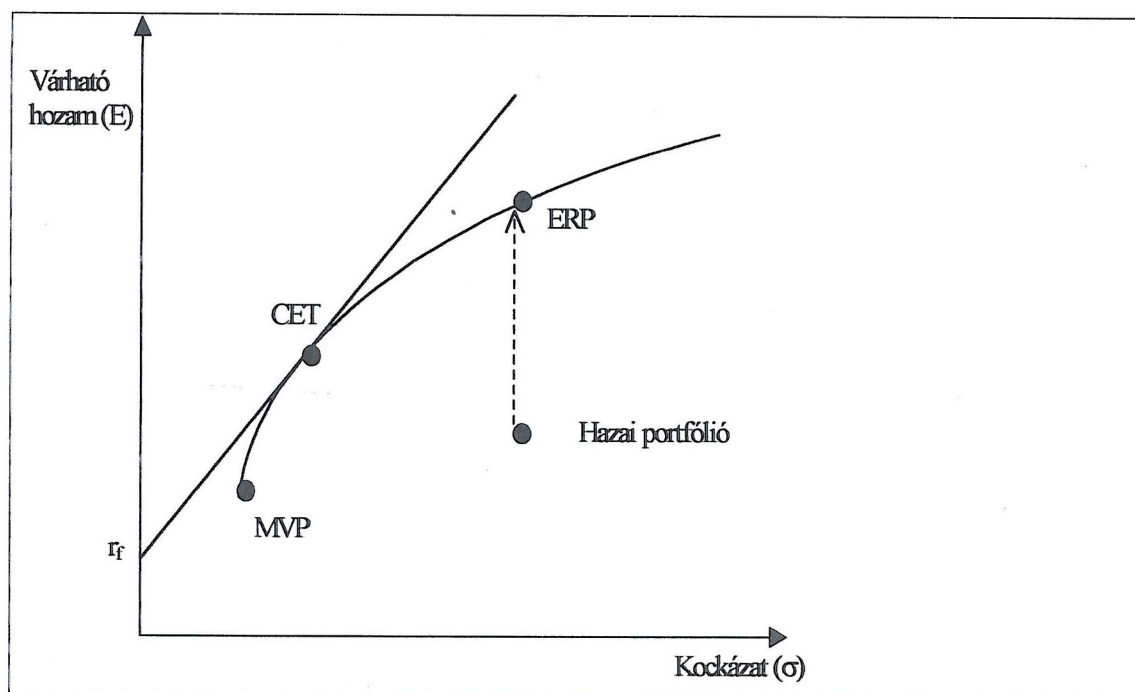
kockázatától függően alacsonyabb vagy magasabb kockázattal mint a *CET* portfólió, így többé-kevésbé agresszív stratégiának könyvelhető el.

Amennyiben  $\underline{X}^e$  egy hatékony halmazbeli portfóliót jelöl, akkor (magyar nézőpontból) az *ERP*-nek megfelelő  $\underline{X}$  portfólió meghatározása a következő maximalizálási probléma megoldását igényli:

$$\begin{aligned} \max E &= \sum_{i=1}^N X_i E(R_{i,HUF}) \\ \sum_{i=1}^N X_i &= 1 \quad \underline{X} \in \underline{X}^e; (X_i \geq 0, i=1,2,\dots,N) \\ \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(R_{i,HUF}, R_{j,HUF}) &\leq V(R_{HUF}) \end{aligned} \quad (2.35)$$

ahol  $V(R_{HUF})$  a hazai portfólió (BUX) varianciája.

Az alkalmazott ex post hatékony stratégiákat az 1. ábra illusztrálja.



1. ábra Portfólió-kiválasztási stratégiák

### 2.3.2 Ex post versus ex ante elemzés

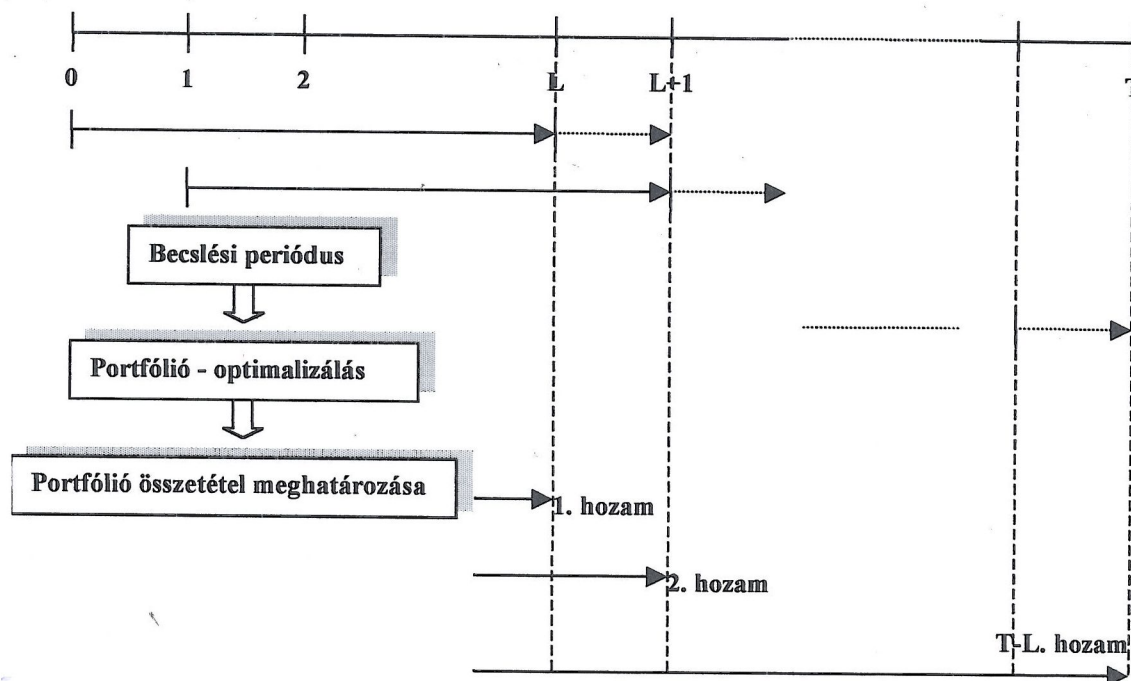
Az ex post elemzés hátránya, - mint már említettük - hogy ebben az esetben az optimális portfóliót meghatározó befektetési arányok csak utólag tárhatók fel. Felvetődik a kérdés, hogy a befektetések nemzetközi diverzifikációja által kínált előnyök akkor is mutatkoznak-e, ha a befektetési döntés kizárólag a döntést megelőző információkra épül.

A befektetési döntéshozásnak egy valóságos döntési szituációt tükröző megközelítési módja, hogy a különböző portfóliók teljesítményének értékelésére egy *ex ante* „visszatesztelési” módszert alkalmazunk. A fenti eljárással találkozhatunk *Eun/Resnick (1988,1994)*, *Glen/Jorion (1993)*, *Levy/Lim (1994)* és *Liljeblom et al. (1997)* munkájában. Ennek megvalósításához két különböző időhorizont használatos: egy becslési és egy előrejelzési periódus. Amennyiben az elemzéshez  $T$  hosszúságú hozamsor ( $T$  hónap hozama) áll rendelkezésre, a becslési periódust pedig  $L$  hosszúságúnak választjuk, akkor a módszer alkalmazása a következőképpen zajlik. A becslési időszakot mindig az általunk választott tartási periódus<sup>3</sup> hosszának (az egyszerűség kedvéért beszéljünk egy hónapos tartási periódusról) megfelelő időtartamos (tehát esetünkben havi) csúszásokkal „továbbgörgetjük”. Így az első becslési periódus az első részperiódus (hónap) kezdetétől az  $L$ . hónapig tart, a második a második hónaptól az  $L+1$ . hónapig és így tovább; az első tartási periódus az  $L+1$ . hónap, a második az  $L+2$ . hónap és így tovább. A becslési periódus segítségével „előrejelzett” paraméterek (várható hozamok, hozamok közötti kovariancia) - amelyek a portfólió-kiválasztási probléma bemenő paraméterei - felhasználásával a becslési periódust követő egy hónapos tartási periódusra vonatkozóan előállítjuk az egyes stratégiák alkalmazásának megfelelő portfóliókat (befektetési arányokat). A kialakított befektetési arányokat minden tartási periódus (hónap) végén - az egy hónappal „továbbgörgetett”, új becslési periódusbeli statisztikai információknak (új paramétereknek) megfelelően - felülvizsgáljuk. Összességében, ezzel a módszerrel minden egyes stratégia alkalmazásának megfelelő portfólióra - a benne szereplő értékpapírok tényleges hozamainak felhasználásával -  $T-L$  egymást követő, havi hozamot tudunk előállítani. Ez utóbbiak az általunk létrehozott portfóliók tényleges múltbeli hozamaként értelmezhetők. Ez indokolja a módszer elnevezésében az „ex ante” jelzőt, ugyanis

<sup>3</sup> A tartási periódus az az időszak, amíg a birtokunkban lévő értékpapír kombinációt - változatlan összetételben - megtartjuk.



alkalmazása során az egyes stratégiák múltbeli, valódi teljesítményének nyomon követése által a döntéshozók előrejelzési képességének eredményességét teszteljük.



2. ábra Ex ante hozamok előállítása

A leírtak szerint megvalósított *ex ante* portfólió-kiválasztási technikával - az előrejelzési periódus minden részperiódusára - előállíthatjuk a korábbiakban definiált (*ex post*) stratégiáknak megfelelő portfóliókat. Az *ex ante* elemzés előnye az *ex post* vizsgálathoz képest, hogy egyrészt lehetővé teszi - a befektetési alapok által alkalmazott rendszeres portfólió felülvizsgálat gyakorlatának megfelelően - a befektetési döntéshozatal valóságosnak megfelelő keretek között történő szimulálását, másrészt módot nyújt arra, hogy képet kapjunk az egyes portfólió-kiválasztási stratégiák tényleges (múltbeli) teljesítményéről.

### 2.3.3 Ex ante stratégiák

Az *ex ante* portfólió-kiválasztási stratégiák alkalmazása során minden tartási periódusban - az egyes stratégiák által szolgáltatott optimális befektetési arányok meghatározásához - becsülni szükséges a vizsgálatba bevont értékpapírok hozamának variancia-kovariancia

mátrixát. Erre a célra a dolgozat empirikus részében az említett mátrix becslésére az *Eun és Resnick (1994)* által javasolt formulát használtam, amely a következőképpen állítható elő:

$$\underline{C} = \underline{S} \cdot \frac{T-1}{T-N-2} \quad (2.36)$$

ahol  $\underline{S}$  az időszori értékekből a (2.25) formula segítségével becsült (torzítatlan) variancia-kovariancia mátrix,  $T$  a becslési periódus hossza,  $N$  a vizsgált értékpapírok (országok) száma. A (2.36) formulából megállapítható, hogy a  $(T-1)/(T-N-2)$  szorzótényező „emelő” hatást fejt ki a mátrix elemeire és ez a hatás a becslési periódus hosszának rövidülésével és az értékpapírok számának növekedésével erősödik. Így a módosított mátrix segítségével a portfóliók kockázata magasabb lesz, mint amit  $\underline{S}$  felhasználásával kapnánk.

A fentiek birtokában, az összes tartási periódusra vonatkozóan meghatározhatók a minimum-variancia portfóliónak megfelelő befektetési arányok, ha megoldjuk a (2.33) optimalizálási problémát. Ezek után a kapott portfóliók havi aktuális hozama a (2.20) összefüggés felhasználásával kiszámítható.

Az „érintő” portfólió, valamint az *ERP* meghatározásához - a variancia-kovariancia mátrix mellett - szükség van az egyes értékpapírok várható hozamainak becslésére. Ennek a legegyszerűbb módja, ha a hozamok időszoraiból számított átlagértékeket használjuk a fenti célra (ahogy az *ex post* elemzésnél tesszük). Ez a megközelítés kizárólag az idősorban meglévő, értékpapír-specifikus, múltbeli információt használja a hozam becslésére. Mint már említettük, *Jorion (1985, 1986)* rámutatott, hogy ennek a módszernek az a problémája, hogy az így számított átlagérték nagyon instabil, becslési kockázatot hordoz. Ez az „érintő” portfólió esetében igen érzékenyen érinti a kapott befektetési arányokat, azok instabilitásához vezet. Ez az instabilitás - az *ex ante* stratégiák alkalmazásánál - szélsőségesen változó portfólió-hozamokban ölt testet.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Fedezetlen eladások megengedése esetén például szélsőségesen magas (200 % fölötti) befektetési arányok (short vagy long pozíciók) adódhatnak bizonyos országokra. A Bugár/Maurer (1999a) tanulmányban használt adatokon és stratégiákon alapuló elemzésben a szerzők a becslési periódus hosszának változtatása során néha kiugróan magas, néha pedig „katasztrófálisan” alacsony portfólió hozamokat tapasztaltak.



Mint ahogy a 2.2.3 részben említettem, az egyes értékpapírok várható hozamaira, azaz a várható hozam vektorára általában jó becslést szolgáltat a következő formula:

$$\underline{e}^* = (1 - w)\underline{e} + we_0\underline{1} \quad (2.37)$$

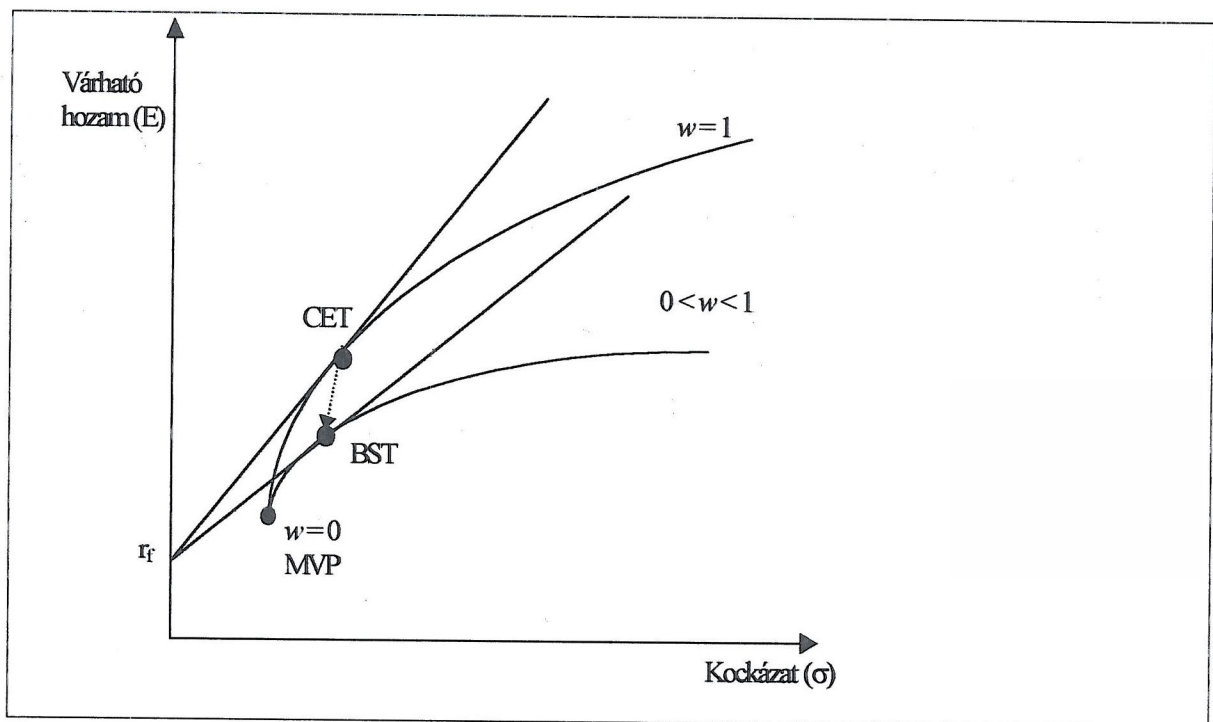
ahol  $\underline{e}$  a hozamok idősoraiból becsült várható hozamok vektora,  $\underline{1}$  összegzővektor (minden eleme 1),  $e_0$  pedig az ex post minimum variancia portfólió átlagos hozama. A  $w$  paraméter - mint tudjuk - tulajdonképpen egy „összehúzó” tényező, amely  $\underline{e}$  elemeit  $e_0$ -hoz közelíti. Meghatározása - Jorion (1985) nyomán - a következőképpen történik:

$$w = \frac{(N + 2)(T - 1)}{(N + 2)(T - 1) + T(T - N - 2)(\underline{e} - \underline{1}e_0)^T \underline{S}^{-1}(\underline{e} - \underline{1}e_0)} \quad (2.38)$$

Ha a variancia-kovariancia mátrix becslésére a (2.36) formulát, a várható hozamok becslésére pedig a (2.37) formulát alkalmazzuk és ezek után megoldjuk a (2.34) optimalizálási problémát, akkor az ún. *Bayes-Stein*-féle érintő portfólióhoz (*BST*)<sup>5</sup> jutunk. A (2.37) becslőformula - speciális esetként -  $w = 0$  ill.  $w = 1$  értékekre a klasszikus érintő portfóliót (*CET*) ill. a minimum-variancia portfóliót (*MVP*) szolgáltatja. A *BST* egy agresszívebb befektetési stratégia „termékének” tekinthető mint a minimum-variancia portfólió és kevésbé agresszívének mint az érintő portfólió. Ez annak a következménye, hogy  $0 < w < 1$  esetén<sup>6</sup> a (2.37) formulának megfelelően az egyes értékpapírok becsült várható hozama (és így kockázata is) a minimum-variancia portfólió és a klasszikus érintő portfólió átlagos hozama közé esik. A *Bayes-Stein*-féle becslési eljárás működését és hatását az érintő portfólió kiválasztására a 3. ábra illusztrálja.

<sup>5</sup> Az elnevezés Joriontól (1986) származik, ugyanis ő alkalmazta először a fenti stratégiát. *BST* = Bayes-Stein Tangency.

<sup>6</sup> Gyakorlatilag nem fordulhat elő, hogy  $w$  értéke a  $[0, 1]$  intervallumon kívülre essen. Ez - a (2.38) formula értelmében - csak akkor valósulhatna meg, ha a variancia-kovariancia mátrixban „túlsúlyban” lennének a negatív elemek. A valóságban - mint azt majd a munka empirikus részében látni fogjuk - a fenti mátrixnak (általában) egyáltalán nincsenek negatív elemei, ami azt fejezi ki, hogy az egyes országok értéktőzsdéi közötti hozamok pozitívan korrelálnak.



3. ábra A Bayes-Stein-féle becslési eljárás működése

A fedezetlen eladások megengedése a portfólió-kiválasztási problémákban szélsőséges pozitív illetve negatív befektetési arányokhoz vezethet. Számos tőzsdén az ilyen tranzakciók nem megengedettek vagy erős korlátozás alá esnek. Így a dolgozatban az *ex ante* stratégiák vizsgálatánál kizártam a fedezetlen eladások lehetőségét.

A dolgozat alapját alkotó kutatómunka módszertani eredménye, hogy sikerült igazolni, hogy az *ERP* stratégia esetében a *Bayes-Stein*-féle becslési eljárással (más néven: *Bayes-Stein* transzformációval) ugyanazokhoz a befektetési arányokhoz jutunk, mint amikor a várható hozam vektort az idősből becsüljük. Így a *Bayes-Stein* transzformáció alkalmazásával nem várható javulás az *ERP* stratégia teljesítményében. A következő részben ezzel foglalkozom.



## 2.3.4 Az ERP stratégia invarianciája a Bayes-Stein-féle transzformációval szemben

### 2.3.4.1 Fedezetlen eladások megengedettek

Induljunk ki a *Huang/Litzenberger (1988, 64. old.)* által származtatott formulából, amely szerint tetszőleges Markowitz-i értelemben hatékony portfólió bizonyos, a portfólió-kiválasztási probléma bemenő paramétereitől függő vektorok és az adott portfólió várható hozamának felhasználásával a következőképpen állítható elő:

$$\underline{X} = \underline{g} + \underline{h}E \quad (2.39)$$

A fenti formulában  $\underline{g}$  és  $\underline{h}$  meghatározására a következő összefüggések alkalmazhatók:

$$\underline{g} = \frac{1}{D} [B(\underline{V}^{-1}\underline{1}) - A(\underline{V}^{-1}\underline{e})]$$

$$\underline{h} = \frac{1}{D} [C(\underline{V}^{-1}\underline{e}) - A(\underline{V}^{-1}\underline{1})]$$

ahol:

$\underline{e}$  a vizsgált értékpapírok várható hozamainak vektora

$\underline{1}$  az  $N$  komponensű összegező vektor

$\underline{V}^{-1}$  a hozamok variancia-kovariancia mátrixának inverze

és

$$A = \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{e}$$

$$B = \underline{e}^T \underline{V}^{-1} \underline{e}$$

$$C = \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{1}$$

$$D = BC - A^2$$

A hatékony portfóliók várható hozama és hozamának varianciája között az alábbi összefüggés áll fenn (*Huang/Litzenberger (1988) 67. old.*):

$$V = \frac{1}{D}(CE^2 - 2AE + B)$$

A fentiek felhasználásával a hazai portfólióval azonos kockázatú hatékony portfólió, azaz az *ERP* stratégia által szolgáltatott portfólió várható hozama:

$$E = \frac{A + \sqrt{D(CV_0 - 1)}}{C}$$

ahol  $V_0$  a hazai portfólió hozamának varianciája.

Legyen az egyszerűség kedvéért  $\sqrt{D(CV_0 - 1)} = k$ . Ezek után (2.39) összefüggés felhasználásával megkaphatjuk azt a portfóliót, amelyet az *ERP* stratégia alkalmazása eredményez:

$$\begin{aligned} \underline{X} &= \frac{1}{D}[B(\underline{V}^{-1}\underline{1}) - A(\underline{V}^{-1}\underline{e})] + \left\{ \frac{1}{D}[C(\underline{V}^{-1}\underline{e}) - A(\underline{V}^{-1}\underline{1})] \right\} \frac{(A+k)}{C} = \\ &= \frac{B}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{1}) - \frac{A}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{e}) + \frac{A}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{e}) - \frac{A^2}{DC}(\underline{V}^{-1}\underline{1}) + \frac{k}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{e}) - \frac{Ak}{DC}(\underline{V}^{-1}\underline{1}) = \\ &= \frac{BC - A^2 - Ak}{DC}(\underline{V}^{-1}\underline{1}) + \frac{k}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{e}) = \\ &= \frac{D - Ak}{DC}(\underline{V}^{-1}\underline{1}) + \frac{k}{D}(\underline{V}^{-1}\underline{e}) \end{aligned} \tag{2.40}$$

A *Bayes-Stein* becslési módszerrel (transzformációval) kapott várható hozam vektor:

$$\underline{e}^* = (1-w)\underline{e} + w\frac{A}{C}\underline{1}$$

ahol  $\frac{A}{C}$  a minimális varianciájú portfólió (minimum-variancia portfólió) várható hozama.



Az *ERP Bayes-Stein*-féle transzformáció alkalmazását követő alakjának meghatározásához a (2.39) összefüggésben szereplő paramétereket is transzformálni kell (vagyis meg kell határozni a paraméterek értékét abban az esetben, ha az  $\underline{e}$  vektor helyére beírjuk az  $\underline{e}^*$  vektort).

A kapott új paraméterek értéke:

$$\begin{aligned} A^* &= \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{e}^* = \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \left[ (1-w)\underline{e} + w \frac{A}{C} \underline{1} \right] = (1-w) \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{e} + w \frac{A}{C} \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{1} = \\ &= (1-w)A + w \frac{A}{C} C = A \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} B^* &= (\underline{e}^*)^T \underline{V}^{-1} \underline{e}^* = \left[ (1-w)\underline{e} + w \frac{A}{C} \underline{1} \right]^T \underline{V}^{-1} \left[ (1-w)\underline{e} + w \frac{A}{C} \underline{1} \right] = \\ &= (1-w)^2 \underline{e}^T \underline{V}^{-1} \underline{e} + w(1-w) \frac{A}{C} \underline{e}^T \underline{V}^{-1} \underline{1} + w(1-w) \frac{A}{C} \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{e} + w^2 \frac{A^2}{C^2} \underline{1}^T \underline{V}^{-1} \underline{1} = \\ &= (1-w)^2 B + 2w(1-w) \frac{A}{C} A + w^2 \frac{A^2}{C^2} C = \\ &= (1-w)^2 B + w(2-w) \frac{A^2}{C} \end{aligned}$$

$$C^* = C$$

$$\begin{aligned} D^* &= B^* C^* - (A^*)^2 = (1-w)^2 BC + w(2-w) A^2 - A^2 = (1-w)^2 (BC - A^2) = \\ &= (1-w)^2 D \end{aligned}$$

A fentiek felhasználásával a  $\underline{g}$  és  $\underline{h}$  vektoroknak és az *ERP* várható hozamának a *Bayes-Stein* transzformáció végrehajtása során kapott értéke a következő módon nyerhető:

$$\underline{g}^* = \frac{1}{D^*} \left[ B^* (\underline{V}^{-1} \underline{1}) - A^* (\underline{V}^{-1} \underline{e}^*) \right] = \frac{1}{D(1-w)} \left\{ \left[ B(1-w) + w \frac{A^2}{C} \right] (\underline{V}^{-1} \underline{1}) - A (\underline{V}^{-1} \underline{e}) \right\} =$$

$$= \frac{1}{(1-w)} \underline{g} - \frac{w}{(1-w)C} (\underline{V}^{-1} \underline{1})$$

$$\underline{h}^* = \frac{1}{D^*} [C^* (\underline{V}^{-1} \underline{e}^*) - A^* (\underline{V}^{-1} \underline{1})] = \frac{1}{D(1-w)} [C(\underline{V}^{-1} \underline{e}) - A(\underline{V}^{-1} \underline{1})] =$$

$$= \frac{1}{1-w} \underline{h}$$

$$E^* = \frac{1}{C} [A + (1-w)k]$$

Így a *Bayes-Stein* transzformáció végrehajtása után az *ERP*-re a következőt kapjuk:

$$\begin{aligned} \underline{X}^* &= \underline{g}^* + \underline{h}^* E^* = \\ &= \frac{(1-w)^2 BC + w(1-w)A^2 - (1-w)A^2 - (1-w)^2 Ak}{(1-w)^2 DC} (\underline{V}^{-1} \underline{1}) + \frac{k}{D} (\underline{V}^{-1} \underline{e}) = \\ &= \frac{D - Ak}{DC} (\underline{V}^{-1} \underline{1}) + \frac{k}{D} (\underline{V}^{-1} \underline{e}) \end{aligned} \quad (2.41)$$

A (2.41) formulának a (2.40) formulával történő összehasonlítása azt mutatja, hogy a transzformáció előtti és utáni portfólió-súlyok megegyeznek. Ez meggyőzően bizonyítja, hogy az *ERP* stratégia invariáns a *Bayes-Stein* transzformációval szemben (abban az esetben, ha megengedjük a fedezetlen eladásokat). A fenti bizonyítás konstruktív volt, azaz állítás helyességét az *ERP Bayes-Stein* transzformáció végrehajtása utáni alakjának előállításával bizonyítottam. Sajnos a fenti gondolatmenet nem működik, ha azzal a gyakorlatban előforduló megszorítással élünk, hogy fedezetlen eladások nem lehetségesek. A Budapesti Értéktőzsde szabályzata tiltja a fedezetlen eladásokat. Vannak tőzsdék (például a frankfurti tőzsde), amelyek nem tiltják, csak korlátozzák a fenti tranzakciókat, azáltal, hogy megszabják, hogy a fedezetlen eladások egy portfólióban maximum mekkora hányadot képviselhetnek. A következőkben azt bizonyítom, hogy a fenti tétel a fedezetlen eladások kizárása esetén is fennáll, azaz általánosan is igaz, hogy az *ERP* stratégia a



*Bayes-Stein* transzformáció alkalmazása után is ugyanazokat a portfólió-súlyokat adja, mint a transzformáció alkalmazása nélkül. A bizonyítás ez esetben nem lesz konstruktív, azaz nem állítom elő explicit módon az *ERP* stratégia által eredményezett portfóliót, hanem megmutatom, hogy mindkét - fent említett - esetben ugyanaz a portfólió lesz a megoldás.

#### 2.3.4.2 Az *ERP* stratégia invarianciája a Bayes-Stein-féle transzformációval szemben

##### Általános eset: a fedezetlen eladások kizárhatók

Legyen  $\underline{e}$  a vizsgált értékpapírok (tőzsdeindexek) várható hozamainak vektora,  $\underline{V}$  a variancia-kovariancia mátrix,  $\underline{1}$  az  $n$  komponensű összegező vektor és  $\underline{X}$  pedig a portfólió súlyok vektora (ez utóbbi az egyes országok tőzsdeindexeibe fektetett tőkehányadokat mutatja). Az *ERP* stratégia alkalmazása esetében a hazai portfólióval azonos kockázatú hatékony portfóliót keressük. Ez formálisan a következő optimalizálási probléma megoldásával nyerhető:

$$\begin{aligned} \max \quad & \underline{X}^T \underline{e} \\ \underline{X}^T \underline{V} \underline{X} = & V_o \\ \underline{X}^T \underline{1} = & 1 \quad (X_i \geq 0, i = 1, \dots, N). \end{aligned} \tag{2.42}$$

Legyen az  $\underline{X}_o$  halmaz az alábbiak szerint meghatározva:

$$\underline{X}_o = \left\{ \underline{X} \mid \underline{X}^T \underline{V} \underline{X} = V_o, \underline{X}^T \underline{1} = 1, (X_i \geq 0, i = 1, \dots, N) \right\}, \tag{2.43}$$

így a (2.42) maximalizálási probléma a következő formában írható:

$$\max \quad \underline{X}^T \underline{e} \quad \underline{X} \in \underline{X}_o. \tag{2.44}$$

A várható hozamok vektorának a *Bayes-Stein* becsléssel kapott alakja:

$$\underline{e}^* = (1 - w)\underline{e} + w\underline{e}_o \underline{1}$$

ahol  $e_o$  a minimális varianciájú portfólió várható hozamát jelöli,  $w$  pedig a (2.38) összefüggés alapján meghatározott.

A *Bayes-Stein* transzformáció alkalmazása után a hazaival azonos kockázatú nemzetközileg diverzifikált portfólió, azaz az *ERP* az alábbi maximalizálási probléma megoldásával nyerhető:

$$\max \underline{X}^{*T} \underline{e}^* \quad \underline{X}^* \in \underline{X}_o. \quad (2.45)$$

Az  $\underline{X}^{*T} \underline{e}^*$  kifejezés a következő formában írható:

$$\underline{X}^{*T} \underline{e}^* = (1-w) \underline{X}^{*T} \underline{e} + w e_o \underline{X}^{*T} \underline{1} = (1-w) \underline{X}^{*T} \underline{e} + w e_o \quad (2.46)$$

Ez azt jelenti, hogy az  $\underline{X}$ , amely maximalizálja az  $\underline{X}^{*T} \underline{e}^*$  kifejezést, az  $\underline{X}^{*T} \underline{e}$  kifejezést is maximalizálja. Így a (2.44) és (2.45) maximalizálási problémáknak a megoldásaként ugyanazt a portfóliót kapjuk (attól függetlenül, hogy a (2.43) kifejezés esetében a zárójelben álló nem-negativitási feltételek teljesülnek-e vagy sem, azaz, hogy megengedjük, vagy éppen kizárjuk a fedezetlen eladásokat). Más szavakkal: az *ERP* stratégia invariáns a *Bayes-Stein* transzformációval szemben.

### 2.3.5 A devizaárfolyamok ingadozásából eredő kockázat kezelése:

#### fedezési stratégiák

Egy nemzetközileg diverzifikált portfólióval rendelkező befektető számára - esetenként nagy - kockázatot jelent a befektetési célország(ok) fizetőeszközének árfolyam ingadozása. Ennek a „rizikó faktornak” nemcsak a befektetők, hanem az export- és importcégek (azaz a külkereskedelemben érintett gazdasági szereplők) is ki vannak téve. A *deviza határidős ügyletek* a fenti kockázat kezelésének eszközét képviselik.

Tegyük fel, hogy az  $i$ . ország fizetőeszközének (spot) árfolyama a befektetési periódus kezdetén  $S_{it}$ , a befektetési periódus végi spot árfolyamot pedig jelölje  $S_{it+1}$ . Ez utóbbi



véletlen változó, ugyanis értéke a befektetési periódus elején (amikor a létrehozandó portfólió összetételéről döntünk) nem ismert. Így a valuta árfolyamváltozásból eredő

$$e_i = \frac{S_{i+1} - S_i}{S_i} \text{ hozam értéke szintén bizonytalan (tehát szintén véletlen változóként}$$

kezelendő). Amennyiben az  $i$ . ország fizetőeszközének árfolyama a befektetési periódus alatt csökken (ez azt jelenti, hogy a hazai fizetőeszköz - esetünkben a forint - erősödik az  $i$ . ország fizetőeszközéhez képest), az árfolyam változásból eredő hozam negatív lesz, így csökken az adott országból származó befektetés forintban vett hozama<sup>7</sup>. Ha az említett árfolyam változás ellentétes irányú (tehát a befektetési időszak alatt a forint gyengül az  $i$ . ország fizetőeszközéhez képest), akkor az árfolyam változásból származó hozam pozitív, ami növeli a szóban forgó külföldi befektetés hozamát. A valutaárfolyam változásból eredő kockázatot a fenti hozamok ingadozása, szórása hordozza.

A fenti árfolyam ingadozásból származó kockázat elkerülése (illetve csökkentése) érdekében a befektetési periódus elején az  $i$ . ország devizájára forward eladási szerződés köthető, ami azt jelenti, hogy meghatározott mennyiségű devizát forint ellenében, előre rögzített (befektetési periódus végi) határidőre, előre megállapodott árfolyamon eladunk. Ez utóbbi árfolyamot *forward árfolyam*nak nevezzük.

A fentiekre nézzünk egy egyszerű példát! Tételezzük fel, hogy a dollár spot árfolyama  $S_i = 240$  Ft, forward árfolyama (befektetési periódus végi eladásra)  $F_i = 235$  Ft és a vizsgált periódusban a forint erősödni fog a dollárhoz képest, a dollár spot árfolyama a befektetési periódus végén  $S_{i+1} = 232$  Ft lesz. A fenti esetben az árfolyam változásból

$$e_i = \frac{S_{i+1} - S_i}{S_i} = \frac{232 - 240}{240} = -3,33 \% \text{ veszteség keletkezik, vagyis az USA-ba irányuló}$$

befektetés forint-alapú hozama csökken a dollár-alapú hozamhoz képest. Amennyiben a befektetésből származó dollár-jövedelmet (amely a periódus elején még nem ismert, értékét csak becsülni tudjuk) határidőre eladjuk, az árfolyam változásból származó

$$\text{veszteség csökken, értéke } f_i = \frac{F_i - S_i}{S_i} = \frac{235 - 240}{240} = -2,08 \%. \text{ Az utóbbiakban nem}$$

(csupán) az a lényeges, hogy a veszteség csökken (mert amennyiben a spot árfolyam befektetési periódus végi értéke  $S_{i+1} = 236$  Ft lenne, akkor a forward ügyleten az árfolyam

<sup>7</sup> Lásd a (2.16) összefüggést.

változásból adódó veszteségnél ( $-1,67\%$ ) nagyobb veszteség keletkezne), hanem a forward szerződés esetében a veszteség előre kiszámíthatóvá válik.

Az előzőek miatt a *forward ügyletek* lehetőséget teremtenek az árfolyam ingadozásból eredő *veszteségek fedezésére* (azaz ellensúlyozására). E lehetőségnek egy nemzetközileg diverzifikált portfóliót a kezében tartó befektető nézőpontjából azért van jelentősége, mert az árfolyam ingadozásból származó kockázat a külföldi befektetések kockázatának - általában - jelentős hányadát teszi ki.<sup>8</sup> Hangsúlyozni kell azonban, hogy a deviza forward ügyletek alkalmazása „kétélű fegyver”, amely néha úgy „sül el”, hogy veszteségeink növekednek.

Amikor egy magyar befektető az  $i$ . ország tőkepiacán eszközölt befektetéseiből keletkező jövedelemre forward szerződést köt, vagyis amikor az  $i$ . ország devizáját határidőre, forint ellenében eladja, akkor az  $(1 + E(R_i))(1 + e_i)$  bizonytalan nagyságú hozamot

$(1 + E(R_i))(1 + f_i)$  biztos hozammá konvertálja. Az előzőekben  $f_i = \frac{F_i}{S_i} - 1$  az ún. *forward*

*prémium*,  $e_i$  az árfolyam változásból származó hozam,  $E(R_i)$  pedig a befektetés  $i$ . országbeli helyi hozamának várható értéke. A fenti formulákban azért szerepel a hozam várható értéke és nem pedig a hozam, mert ez utóbbi értéke a befektetési periódus elején - amikor a forward szerződést kötjük - nem ismert (bizonytalan), így logikus azt feltételezni, hogy a befektető a várható hozamot tekinti kiindulópontnak az ügylet megkötésekor. Persze ez utóbbi becsült érték (ezért becslési bizonytalanságot, kockázatot képvisel), de forward szerződés csak előre meghatározott összegben (illetve előre megbecsült hozam alapján) köthető.<sup>9</sup>

A fenti fedezeti ügylet végrehajtása után az  $i$ . országbeli befektetés (teljes) hozama:

$$R_{i,HUF}^h = [1 + E(R_i)](1 + f_i) + [R_i - E(R_i)](1 + e_i) - 1 \quad (2.47)$$

<sup>8</sup> Eun és Resnick (1988) kimutatták, hogy az USA-ból a világ hat jelentős tőkepiacára irányuló befektetés kockázatának az 1980 és 1985 közötti időszakban több mint 50 %-át tette ki a dollár árfolyam ingadozásából származó kockázat.

<sup>9</sup> A fentiek miatt a várható hozam becslésének pontossága a fedezeti stratégia sikerességének alapját képezi.



A (2.47) összefüggés második tagja azt jelzi, hogy a hozam várható hozamon felüli része továbbra is ki van téve az árfolyam ingadozásnak.<sup>10</sup> A fenti összefüggést átalakítva a következőhöz jutunk:

$$R_{i,HUF}^h = R_i + f_i + R_i e_i + E(R_i)(f_i - e_i) \quad (2.48)$$

Ez utóbbi összefüggésben a negyedik tag általában nagyon kicsi, ezt elhanyagolva, valamint  $e_i$ -t hozzáadva és kivonva:

$$R_{i,HUF}^h \approx R_i + e_i + R_i e_i + (f_i - e_i) = R_{i,HUF} + (f_i - e_i) \quad (2.49)$$

A (2.49) összefüggés azt fejezi ki, hogy a fedezeti ügylet végrehajtása után az  $i$ . országbeli befektetés hozama (közelítőleg) a fedezés nélküli hozam és a forward prémiumnak a valuta árfolyam változás hozamát meghaladó részének az összege. A fentiekből látható, hogy a forward ügylet végrehajtása akkor növeli az  $i$ . országbeli befektetésből származó hozamot, ha a forward prémium nagyobb, mint az árfolyam változásból származó hozam.

Az előző gondolatmenet általánosítható arra az esetre, amikor a befektető egy külföldi tőkepiacon eszközölt befektetésének várható hozamát nem teljesen fedezi le, hanem annak csak meghatározott hányadát.<sup>11</sup> Amennyiben a *fedezési hányadot*  $h_i$ -vel jelöljük, erre az ún. *részleges fedezeti ügyletre* a (2.49) összefüggés a következőképpen módosul:

$$R_{i,HUF}^h \approx R_{i,HUF} + h_i(f_i - e_i) \quad (2.50)$$

A fentiek alapján egy nemzetközileg diverzifikált portfólió hozama, amelyben az egyes külföldi országokba  $X_i$  tőkehányadot invesztálunk és az egyes tőkepiacokon várható hozam  $h_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) hányadát fedezzük le deviza forward ügylet segítségével:

<sup>10</sup> A (2.47) összefüggés bal oldalán, a felső indexben szereplő „ $h$ ” utal arra, hogy fedezeti ügylet hozamának meghatározása a cél (*hedging* = *fedezés*).

<sup>11</sup> A fent említett általánosítás megtalálható *Levy és Lim (1994)* valamint *Rudolf és Zimmermann (1998)* tanulmányában.

$$R_p^h \approx R_p + \sum_{i=1}^N X_i h_i (f_i - e_i) \quad (2.51)$$

Az előző összefüggésben  $R_p$  a fedezés nélküli portfólió hozam, amely a (2.20) formula segítségével határozható meg.

A fentiekben definiált portfólió várható hozama és hozamának varianciája a következő összefüggésekkel nyerhető:<sup>12</sup>

$$E(R_p^h) \approx \sum_{i=1}^N X_i E(R_i) + \sum_{i=1}^N X_i (1 - h_i) E(e_i) + \sum_{i=1}^N X_i h_i f_i \quad (2.52)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_p^h) \approx & \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \text{Cov}(R_i, R_j) + 2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j (1 - h_j) \text{Cov}(R_i, e_j) + \\ & + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j (1 - h_i)(1 - h_j) \text{Cov}(e_i, e_j) \end{aligned} \quad (2.53)$$

A (2.52) és (2.53) képletekben<sup>13</sup>  $E(R_i)$  az  $i$ . országbeli (helyi) hozam várható értéke,  $E(e_i)$  az  $i$ . ország fizetőeszközének a forinthez viszonyított árfolyam változásából származó hozam várható értéke,  $\text{Cov}(R_i, R_j)$  az  $i$ . és a  $j$ . országok helyi hozamai közötti kovariancia,  $\text{Cov}(R_i, e_j)$  az  $i$ . országbeli hozam és a  $j$ . ország fizetőeszközének árfolyam változásából származó hozam közötti kovariancia,  $\text{Cov}(e_i, e_j)$  pedig az  $i$ . és a  $j$ . országok fizetőeszközeinek árfolyam ingadozásából származó hozamok közötti kovariancia.

Amennyiben a (2.52) és (2.53) összefüggésekben  $h_i = 0$  az  $X_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) befektetési hányadokkal képezett, fedezés nélküli portfólió várható hozamát és hozamának varianciáját kapjuk, a  $h_i = 1$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) esetben pedig a teljesen lefedezett portfólió paramétereire jutunk. Ez utóbbi esetben az összes, a portfólióban szereplő ország

<sup>12</sup> A fenti összefüggéseket úgy kapjuk, hogy a hozam  $R_i e_i$  komponensét elhanyagoljuk. Ezzel - mint az empirikus elemzésben látni fogjuk - lényegében nem követünk el hibát, mert e szorzat értéke nagyon kicsi.

<sup>13</sup> A (2.52) és (2.53) összefüggések (2.51)-ből a várható értékre és a varianciára vonatkozó ismert tételek felhasználásával származtathatók.



devizájára az adott országba investált tőke *teljes* várható hozamának felhasználásával forward eladási szerződést kötünk. Az utóbbi két összefüggésből kiolvasható, hogyha  $R_i$  és  $e_j$  negatívan korrelálnak, akkor egy  $0 < h_i < 1$  arányoknak megfelelő ún. *részleges fedezési stratégia* vagy a *fedezés nélküli* stratégia megvalósítása a kapott portfólió kockázatának csökkentése szempontjából jobb eredményt hozhat, mint az imént említett *teljes fedezési* stratégia. Továbbá az is lehetséges, hogy egy fedezett portfólió fedezés nélküli megfelelőjénél magasabb várható hozamot biztosítson. A fentiek összhangban vannak Jorion (1994, 49.o.) megállapításával, mely szerint minden fedezeti pozíció mögött van egy ún. *spekulatív hozam komponens*, vagyis a hozam növelésére irányuló motiváció és egy *kockázat-redukciós komponens*, amely a kockázat csökkentésére irányuló törekvést fejezi ki.

A deviza árfolyam változásból eredő kockázat *fedezésének hagyományos megközelítési* módja a *teljes fedezés* megvalósítása. Eun és Resnick (1988) a teljes fedezésre épülő stratégiának a fedezés nélküli esettel történő empirikus összehasonlítása során azt tapasztalta, hogy az előbbi teljesítménye felülmúlta az utóbbit<sup>14</sup>, mert alkalmazása csökkentette a kockázatot, anélkül, hogy a hozamban is csökkenés következett volna be. Az említett jelenséget értékelve Perold és Schulman (1988) úgy érvel, hogy a teljes fedezés megvalósítása a portfólió kiválasztás gyakorlatában „ingyen ebéd”, amellyel mindaddig élhetünk, amíg a forward prémium a (jövőbeli) spot ráta torzítatlan becslését szolgáltatja. Ennek az érvelésnek az alapja kiolvasható a (2.51) formulából, ugyanis amennyiben ez utóbbi feltétel teljesül (azaz  $f_i = e_i$ ), akkor a teljesen lefedezett portfólió hozama valóban nem csökken a nem fedezett portfólió hozamához képest.

Ma már ismert, hogy a fent említett „ingyen ebéd” koncepció bizonyos esetekben „kudarcba fullad”. Levy és Lim (1994) megmutatták, hogy egy empirikus vizsgálatban a teljes fedezési stratégia sikere nagymértékben függ a választott mintaperiódustól. Nevezetesen egy az 1981-1988 közötti időhorizontra kiterjedő vizsgálatban az 1981-1985 közötti részperiódusra a teljes fedezési stratégia hatékonyságát megerősítő eredményeket, míg az 1985-1988 közötti részperiódusra annak ellentmondó eredményeket tapasztaltak.

<sup>14</sup> Az említett szerzők a teljesítmény mérésére a Sharpe-mutatót használták (erről a következő alfejezetben lesz szó) és azt tapasztalták, hogy a teljesen lefedezett portfóliókra e mutató értéke kétszer akkora, mint fedezés nélküli megfelelőikre.

Ez utóbbi részperiódusban ugyanis a fedezés nélküli portfóliók teljesítménye felülmúlta a teljesen lefedezett portfóliókat. *Adjaouté és Tuschmid (1996)* megmutatták, hogy a teljes fedezés megvalósítása csak abban az esetben szolgáltat optimális, azaz az elképzelhető fedezési stratégiákhoz (beleértve a fedezés nélküli esetet is) jobb eredményeket, ha amellet, hogy a forward prémium a spot ráta torzítatlan becslését szolgáltatja még az is teljesül, hogy a vizsgált országok devizaárfolyamai változásának hozamai nem korrelálnak a lokális tőzsdei hozamokkal. Ez utóbbi két követelmény - ahogyan a témában végzett empirikus kutatások ezt megerősítették (*Adjaouté és Tuschmid (1996)* mellett például *Glen és Jorion (1993)*, továbbá *Levy és Lim (1994)*) - általában nem teljesül.

A fentiek alapján nyilvánvaló, hogy az árfolyam kockázat fedezésének lehetőségéről és hatékonyságáról teljesebb képet kaphatunk, ha a teljes fedezésre épülő megközelítés mellett megvizsgáljuk egyéb fedezési stratégiák teljesítményét is. A (2.51)–(2.53) összefüggések alkalmazása éppen az imént említett általánosabb megközelítést készíti elő. Az árfolyam kockázat fedezésének ez utóbbi ötlete *Glen és Jorion (1993)* valamint *Rudolf és Zimmermann (1998)* tanulmányából meríthető. A megközelítés lényege, hogy a deviza forward ügyleteket bevonjuk a portfólió optimalizálás folyamatába, azaz az  $X_i$  változók mellett a várható hozam és a hozam varianciájának (2.52) illetve (2.53)-beli előállításában szereplő  $h_i$  fedezési hányadok szerint is optimalizálunk. Ez technikailag azt jelenti, hogy a portfólió-kiválasztási modell változóinak száma  $N$ -ről  $2N-1$ -re növekszik (mert az  $N$  tőkepiaci befektetés mellett az  $N-1$  külföldi devizára kötött forward pozíciókat is figyelembe kell venni). Ez utóbbi lehetőséget *optimalizáló fedezési stratégiának* fogom a továbbiakban nevezni<sup>15</sup>. E stratégia alkalmazása során a  $0 \leq h_i \leq 1$  feltételekkel élek, ami azt jelenti, hogy egy pozíció fedezése legfeljebb csak annak nagyságáig lehetséges.

A dolgozat empirikus részében az imént említett *optimalizáló fedezési stratégia* és a *teljes fedezési stratégia* mellett az árfolyam kockázat csökkentésére egy harmadik megközelítést is használok, amire *feltételes fedezési stratégia* néven hivatkozom. A stratégia feltételes jellegét az adja, hogy ez esetben a fedezési hányadokat a forward prémiumra vonatkozó (előzetes) információtól tesszük függővé. Azokra a devizanemekre, amelyekre

<sup>15</sup> E stratégia angol nyelvű elnevezése „optimal hedging”. Említésre méltó, hogy semmi garancia nincs arra, hogy ez valóban „optimális”, azaz, hogy e stratégia teljesítménye az ex ante tesztelés során felülmúlja az egyéb fedezeti stratégiák teljesítményét.



vonatközoan (a vizsgált perióduuban) a forward prémium pozitív, teljes fedezést alkalmazunk, azokra pedig, amelyek esetében negatív, nem kötünk fedezeti ügyletet. E megközelítés alkalmazása mögött az a hipotézis áll, - amelyet empirikusan eddig több tanulmány is megerősített (például *Glen és Jorion (1993)*, *Levy és Lim (1994)* és *Adjaouté és Tuschmid (1996)*) - hogy a forward árfolyamok magukban hordozzák a tendenciát, hogy a külföldi fizetőeszközök le- vagy felértékelését túlbecsüljék.<sup>16</sup> Mindazokra a devizanemekre amelyekre a forward prémium magasabb, mint a forint leértékelésének mértéke az adott devizához képest - mint ahogy ez a (2.51) összefüggésből is jól látható (ugyanis ekkor  $f_i > e_i$ ) - a teljes fedezési stratégia megvalósítása növeli az összeállított portfólió hozamát. Abban az esetben viszont, ha a forward prémium negatív, - és így a forint felértékelődésére apellálunk az adott devizához képest, de ez a felértékelődés kisebb mértékű, mint amekkorát a forward árfolyam jelez - az eladási forward ügylet végrehajtása csökkentené a portfólió hozamát.

A feltételes fedezési stratégia megvalósítása során az egyes devizákra kapott 0 és 1 értékű fedezeti hányadok segítségével a várható hozam és a kockázat a (2.52) és (2.53) összefüggéseknek megfelelően előállítható (természetesen a korábbiakban mondottaknak megfelelően, azaz a megfelelő bemenő paraméterek becslése után).

A munka empirikus részében az ún. naiv portfólió (*EQW*) esetében - a fedezés nélküli eset mellett - csak a teljes fedezés lehetőségét vizsgáltam. E portfólió esetében ugyanis, „természete” miatt - tekintve, hogy az adatokban rejlő (előzetes) információ kihasználása és mindenfajta optimalizálási algoritmus nélkül igyekszik megragadni a nemzetközi diverzifikációból származó előnyöket - logikailag nem lenne konzisztens bonyolultabb (előzetes információra támaszkodó vagy optimalizáló) fedezési megközelítést alkalmazni.

Az *MVP*, *CET* és a *BST* stratégiákat mindhárom említett fedezési megközelítéssel kombináltam. Ezekben az esetekben a megfelelő fedezési stratégia segítségével (a portfólió-súlyok és a fedezeti hányadok függvényeként) meghatározott várható hozamot és

<sup>16</sup> Az alkalmazandó feltételes fedezési stratégia alapgondolatát *Glen/Jorion (1993)* és *Adjaouté/ Tuschmid (1996)* fogalmazta meg, a fentiekhez képest azzal a módosítással, hogy az említett szerzők negatív forward prémiummal rendelkező deviza esetén vételi forward ügylet ( $h_i = -1$ ) megvalósítását feltételezik.



a hozam varianciáját bevonjuk az adott portfólió-kiválasztási stratégiának megfelelő optimalizálási feladatba.

## 2.4 A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyök mérése

Annak a kérdésnek a megválaszolása, hogy érdemes-e befektetéseink nemzetközi kiszélesítésében gondolkodni, a nemzetközileg diverzifikált portfóliók és a hazai befektetési lehetőségek teljesítményének összehasonlítását igényli. Ennek megvalósíthatósága mindenekelőtt azt feltételezi, hogy az alkalmazandó befektetési stratégiák teljesítményét értékelni tudjuk.

A *Markowitz*-féle hatékonysági koncepció alkalmazása megkívánja, hogy egy befektetés kombináció várható hozamára és hozamának szórására, mint a befektetés átlagos jövedelmezőségét és kockázatát meghatározó paraméterekre ne csak a létrehozandó portfólió összetételét meghatározó döntés során, hanem e portfólió teljesítményének értékelésénél is legyünk tekintettel. A fentieket szigorúbban fogalmazva: amennyiben a portfólió kiválasztási döntést a várható hozamra és szórásra alapozzuk, a fenti két paraméter kell hogy képezze a létrehozott befektetés kombinációk teljesítménye megítélésének az alapját is.

A teljesítmény mérésére alkalmazandó mutató<sup>17</sup> megválasztásánál alapvető szempontnak tekintettem, hogy összhangban legyen a portfólió kiválasztás során alkalmazott döntési kritériummal. Mivel a portfólió kiválasztást a *Markowitz*-féle hozam-kockázat hatékonysági kritériumra alapoztam, teljesen nyilvánvalónak tűnt<sup>18</sup>, hogy a befektetési stratégiák teljesítményének értékelésére a *Sharpe*-féle mutatót használjam.

---

<sup>17</sup> A portfóliók teljesítményének mérésére használatos mutatóknak nagyon jó áttekintése található *Levy és Sarnat (1984)* könyvének 15. fejezetében (515-557. o.).

<sup>18</sup> A választás „nyilvánvalóságát” indokolja, hogy a teljesítmény mérésére használatos mutatók közül kizárólag a *Sharpe*-mutató konzisztens a *Markowitz*-féle döntési kritérium alkalmazásával, hiszen ez az egyetlen mutató, amely a kockázat „mértékeként” a hozamok szórását használja. A *Treynor*-féle mutató például - a *Sharpe*-mutatóhoz hasonlóan - a kockázat egységére jutó jövedelmezőséggel definiálja a teljesítményt, de a kockázat mérésére a béta mutatót használja. Ez esetünkben nemcsak a portfólió

A Sharpe-féle teljesítmény-mutató egy portfóliónak a kockázatmentes hozamon felüli várható hozamát viszonyítja a hozam szórásához, tehát az adott portfólió teljesítményét a kockázat egységére jutó (többször) jövedelmezőség segítségével értékeli:

$$P_s = \frac{E(R_p) - r_f}{\sigma_p} \quad (2.54)$$

A fentiekben  $E(R_p)$  a vizsgált portfólió várható hozamát,  $\sigma_p$  a portfólió hozamának szórását,  $r_f$  pedig a kockázatmentes hozamot jelenti.

A mutató kiszámítása (illetve mintából történő becslése) a vizsgált portfólió és a kockázatmentes befektetés<sup>19</sup> hozamai  $T$  hosszúságú idősorának felhasználásával a következőképpen történhet:

$$\hat{P}_{s_p} = \frac{\bar{R}_p - \bar{r}_f}{\sqrt{S_p}} = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_{pt} - r_{ft})}{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{pt} - \bar{R}_p)^2}} \quad (2.55)$$

A (2.55) összefüggésben  $R_{pt}$  a vizsgált portfólió,  $r_{ft}$  a kockázatmentes befektetés hozamát jelenti a  $t$ . periódusban (hónapban),  $\bar{R}_p$  és  $\bar{r}_f$  a  $T$  időszaki átlaghozamokat,  $S_p$  pedig a vizsgált portfólió hozamának korrigált empirikus szórásnégyzetét jelöli.

Ha a Sharpe-féle mutatót annak megítélésére szeretnénk használni, hogy a befektetések nemzetközi kiszélesítése növeli-e a teljesítményt, akkor szükségünk van egy a hazai befektetési lehetőségeket reprezentáló portfólióra<sup>20</sup>, amelyet „viszonyítási pontként” használunk. Így a Sharpe-mutató segítségével módunk nyílik az egyes portfólió kiválasztási stratégiák által eredményezett, nemzetközileg diverzifikált portfóliók

---

kiválasztásra alkalmazott módszertan miatt nem lenne megfelelő, hanem a béta mérésével kapcsolatos problémák miatt sem (lásd Roll (1978)).

<sup>19</sup> A munka empirikus részében kockázatmentes befektetésnek a pénzpiaci tőkelekötési lehetőséget tekintettem, így e befektetés hozamának „proxy”-jaként az adott hónapra érvényes letéti kamatlábát használtam, amelyet az MNB a kereskedelmi bankok kamatkondícióinak súlyozott átlagaként származtat.

<sup>20</sup> A fenti célra az empirikus elemzés során a BUX indexet használtam.



teljesítményének a hazai portfólió teljesítményével történő összehasonlítására. Egy nemzetközileg diverzifikált portfólió *Sharpe*-mutatójában a hazai portfólió *Sharpe*-mutatójához képest tapasztalt növekedés azt jelzi, hogy a hazai tőkepiacról a nemzetközi piacra történő kilépés előnyös az adott portfóliót létrehozó befektető számára. Annak eldöntésére, hogy a *Sharpe*-mutató által jelzett teljesítmény növekedés szignifikánsnak tekinthető-e, a *Jobson és Korkie (1981a)* által kifejlesztett teszt használható<sup>21</sup>.

*Jobson és Korkie* két portfólió (jelölje ezeket  $p_1$  és  $p_2$ ) *Sharpe*-mutatóval mért teljesítményének összehasonlítására, pontosabban a  $H_0 : P_{S_{p_1}} = P_{S_{p_2}}$  nullhipotézis tesztelésére a következő z-próbát javasolja:

$$z = \frac{\hat{\sigma}_{p_1} \bar{R}_{p_1} - \hat{\sigma}_{p_2} \bar{R}_{p_2}}{\sqrt{\hat{\theta}}} \quad (2.56)$$

és  $\hat{\theta}$  a következőképpen határozható meg:

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{\sigma}_{p_1}^2 \hat{\sigma}_{p_2}^2}{T} \left[ 2(1 - \hat{\rho}_{p_1 p_2}) + \frac{1}{2} \left( \frac{\bar{R}_{p_1}^2}{\hat{\sigma}_{p_1}^2} + \frac{\bar{R}_{p_2}^2}{\hat{\sigma}_{p_2}^2} - \frac{\bar{R}_{p_1} \bar{R}_{p_2}}{\hat{\sigma}_{p_1} \hat{\sigma}_{p_2}} (1 + \hat{\rho}_{p_1 p_2}^2) \right) \right] \quad (2.57)$$

A fentiekben  $T$  az időszak hossza, amelyre vonatkozóan a teljesítményt értékeljük (a hozamok idősorának elemszáma),  $\bar{R}_{p_1}$  és  $\bar{R}_{p_2}$  a vizsgált portfóliók átlagos hozama,  $\hat{\sigma}_{p_1}$  és  $\hat{\sigma}_{p_2}$  az említett portfóliók hozamának szórása a vizsgált időszakban,  $\hat{\rho}_{p_1 p_2}$  pedig a portfóliók hozama közötti korrelációs együttható idősorából becsült értéke.

A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó hatások vizsgálata esetében a fenti próba úgy alkalmazható, hogy  $p_2$  szerepét a hazai portfólió (BUX) tölti be.

*Jobson és Korkie* kimutatták, hogy - amennyiben a vizsgált portfóliók hozama (többdimenziós) normális eloszlást követ - a nullhipotézis fennállása esetén a (2.56) összefüggésben szereplő próbafüggvény aszimptotikusan standard normális eloszlású. A próba eredményes alkalmazásának feltétele tehát, hogy a minta elemszáma kellően nagy

<sup>21</sup> A *Sharpe*-mutató alkalmazása mellett szóló újabb érv a fenti szignifikancia teszt létezése.

legyen. Ez azért is fontos, mert kis mintára (nem kellően hosszú idősorra) kicsi a próba ereje<sup>22</sup>. Emiatt előfordulhat (mégpedig nagy valószínűséggel), hogy a próba nem jelez különbséget két olyan portfólió között, amelyek teljesítménye valójában különbözik. E sajátossága ellenére - mint az empirikus elemzésben majd látni fogjuk - a jelen dolgozatban a fenti próbát sikerült eredményesen alkalmazni az egyes portfólió kiválasztási stratégiák teljesítményének ex ante módon történő értékelésében (tehát esetünkben a minta elegendően nagynak bizonyult).

---

<sup>22</sup> Egy próba ereje a másodfajú hiba el nem követésének valószínűsége, tehát az „esély” annak elkerülésére, hogy elfogadjuk a nullhipotézist, pedig az nem áll fenn.



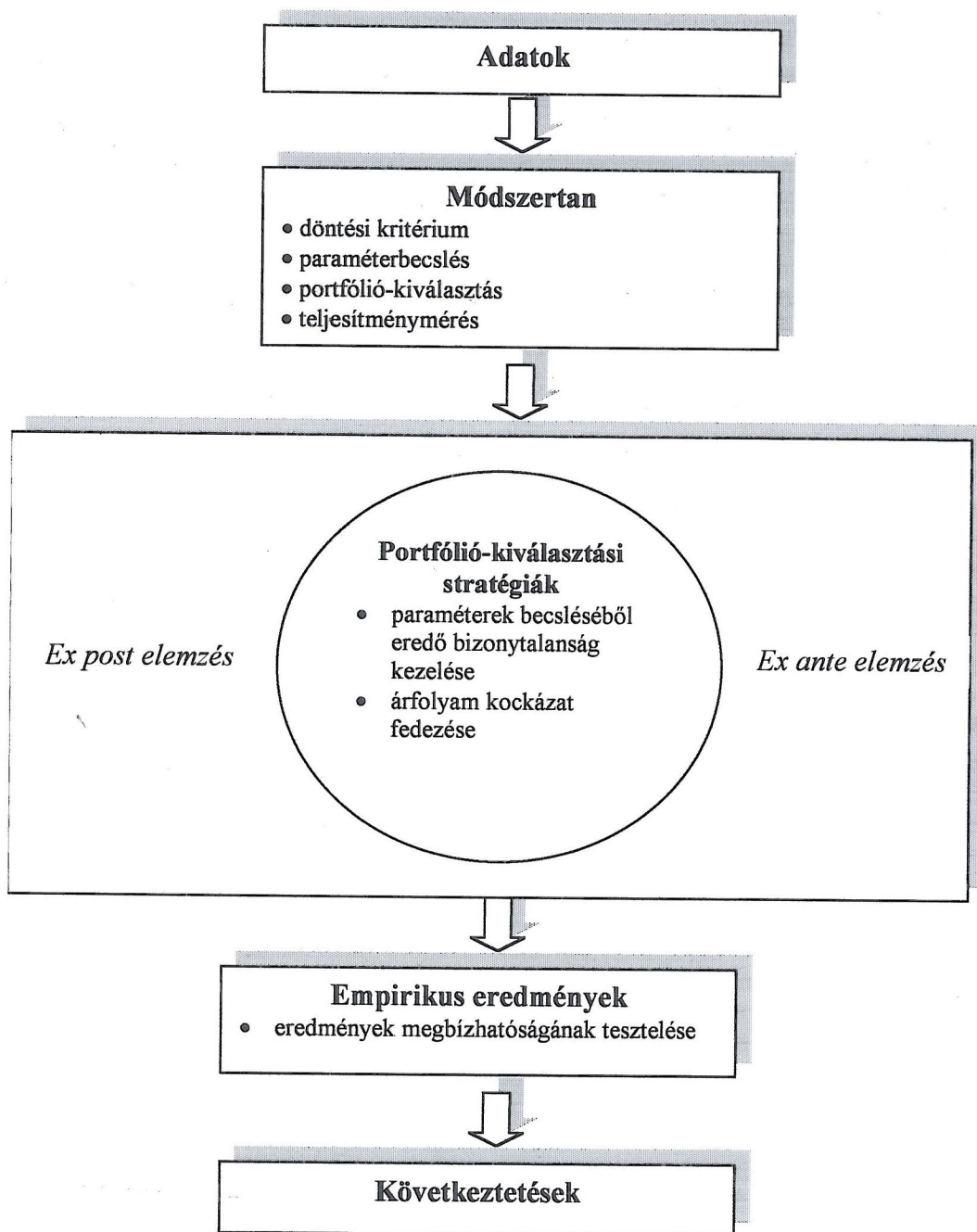
### 3. EMPIRIKUS ELEMZÉS

A dolgozat empirikus részében közzétett eredmények *Raimond Maurer* német kollégával a Nemzetközi portfólió diverzifikáció témakörben végzett közös kutatómunkám részét képezik. Az alábbiakban bemutatandó elemzést a német befektetők nézőpontjából is elvégeztük és következtetéseinket különböző tanulmányokban és konferencia előadásokban közzétettük. Ebben a munkában - az általam választott témának megfelelően - a befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó, a magyar befektetőket érintő hatásokkal foglalkozom, így két különböző időszakra vonatkozóan elvégzett elemzésnek hazánk befektetőit érintő részleteit teszem közzé.<sup>1</sup>

A megvalósított empirikus kutatás felépítését és folyamatát a 4. ábra szemlélteti.

---

<sup>1</sup> Köszönettel tartozom a TEMPUS-nak, hogy Ph. D. hallgatóként 1997-ben, a Mannheim-i Egyetemen eltöltött öt hónapos ösztöndíjjal a fenti kutatás megkezdését lehetővé tette számomra. Szeretnék köszönetet mondani a Mannheim-i Egyetem mellett működő SFB 504 Kutatóintézetnek, amely meghívásával 1999-ben a kutatás befejezéséhez szükséges háttérrel biztosította. Köszönet illeti *Peter Albrecht* professzor urat a Mannheim-i Egyetem „Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft” tanszékének vezetőjét a kutatómunka folyamatos támogatásáért.



4. ábra A végzett empirikus kutatás folyamatábrája

Adatbázisként az általunk kiválasztott országok részvényindexeit használtuk, így nem egyedi részvényekbe történő befektetésekre épülő ún. aktív, hanem az egyes országok indexei által képviselt *részvény-portfóliókba* történő *passzív diverzifikáció*



eredményességét vizsgáltuk.<sup>2</sup> Az említett részvény-portfóliók mindegyike egy-egy jól diverzifikált, adott országbeli részvényalap reprezentánsának is tekinthető.

A kutatás módszertani háttérét képező négy legfontosabb kérdéskörrel az előző részben foglalkoztam. Ezzel kapcsolatban még egyszer azt szeretném kiemelni, hogy a felhasznált módszerek megválasztásánál arra törekedtem, hogy ezek egymással konzisztensek legyenek és megfeleljenek a módszertant alkalmazni kívánó, racionálisan gondolkodó befektető igényeinek. Abból a célból, hogy meggyőződjünk, hogy az egyes portfólió-kiválasztási stratégiák alkalmazása valójában mekkora eredményt hozhat, fontos volt kiterjeszteni e stratégiák ex post elemzését ezek tényleges állapotot és teljesítményt visszatükröző ex ante vizsgálatára. Külön említést érdemel a paraméterek - különösen a várható hozam - becsléséből eredő bizonytalanság kezelésére irányuló törekvésünk<sup>3</sup> Napjainkban - ugyanakkor - semmiképpen sem feledkezhetünk meg a devizaárfolyam kockázat csökkentésének a fedezeti ügyletek által kínált lehetőségeiről. Ez utóbbi kíváncsi ösztönözte a kutatás második szakaszának végrehajtását, amelyben ezzel a lehetőséggel is számoltunk.

A kutatás empirikus része két fázisra tagolódott: az első szakaszban a vizsgált periódus az 1991. január és 1997. április közötti időszak volt (választásunkat a BUX-ra vonatkozó idősor korlátozta), és a minta - Magyarországot is beleértve - 17 országot tartalmazott.<sup>4</sup> E szakaszban - a devizaárfolyam kockázat fedezése nélküli helyzetet alapul véve - elvégeztük az egyes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák ex post és ex ante értékelését. A második szakaszban annak vizsgálata volt a fő célunk, hogy milyen hatást gyakorol az árfolyam kockázat fedezése a befektetési stratégiák teljesítményére és ezen keresztül

---

<sup>2</sup> A fentiek alapján tehát nem általános tőkeallokáció volt a vizsgálat tárgya, azaz nem a különböző befektetési formák (részvények, kötvények, ingatlanbefektetés) közötti optimális tőkeelosztás lehetőségeit elemeztük, hanem részvény allokáció, de ez utóbbinak is a passzív formája, ugyanis befektetési stratégiáinkat meglévő indexekre alapoztuk.

<sup>3</sup> Ennek megvalósításában különös jelentőséggel bír a stratégiák ex ante vizsgálata, mert kizárólag így tudjuk értékelni, hogy mekkora javulást eredményez egy befektetési stratégia teljesítményében a várható hozamok becslésének - a *Bayes-Stein* transzformáció segítségével történő - „finomítása”.

<sup>4</sup> A vizsgált országok négy kontinens reprezentánsai voltak.

hogyan befolyásolja a nemzetközi portfólió diverzifikáció eredményességét.<sup>5</sup> Az első vizsgálat megvalósítása óta eltelt időnek megfelelően elemzésünket hosszabb időszakra, az 1991. január és az 1999. január közötti periódusra alapoztuk és a létrehozott portfólióknak az 1995. április és 1999. január közötti ex ante teljesítményét értékeltük. A második szakaszban 8 országra szűkítettük le az elemzésbe bevont országok körét.<sup>6</sup> Ezt egyrészt az előző vizsgálat tapasztalatai indokolták<sup>7</sup>, másrészt az, hogy ezen országok devizájára vonatkozóan voltak a (dollár-alapú) forward árfolyamok könnyen elérhetők (természetesen ez annak köszönhető, hogy a vizsgált devizanemek rendelkeznek a legaktívabb forward piaccal). A fentiekén túl, a második mintában szereplő országok kiválasztását más kutatók eredményeivel való összehasonlíthatóság igénye is táplálta (a második szakaszban szereplővel azonos ország-mintát használt például *Eun és Resnick (1988) (1994)*, *Levy és Lim (1994)*, *Adjaouté és Tuchschnid (1996)*).

### 3.1 Az elemzésben felhasznált adatok

A befektetések nemzetközi kiszélesítéséből származó, a magyar befektetőket érő hatások számszerűsítése céljából végrehajtott empirikus elemzés első szakaszában vizsgálatunk 17 ország tőzsdeindexe által reprezentált részvény-portfóliókra terjedt ki. A vizsgálatba bevont országok a következők voltak: Ausztrália, Ausztria, Belgium, Kanada, Svájc, Németország, Dánia, Spanyolország, Franciaország, Nagy-Britannia, Magyarország, Olaszország, Japán, Hollandia, Norvégia, Svédország, USA. A második szakaszban vizsgált országok Kanada, Svájc, Németország, Franciaország, Nagy-Britannia, Magyarország, Japán és az USA voltak. A tőzsdeindexek idősorának forrását (kivéve a magyar tőzsdeindexet) a Morgan Stanley Capital International (MSCI) adatbázisa képezte. Pontosabban: a kutatás kivitelezéséhez a vizsgált országokra publikált MSCI indexek helyi fizetőeszközben vett, havi árfolyamait tartalmazó idősorait vettük alapul. Ez utóbbi

---

<sup>5</sup> Mint tudjuk, a befektetők a Budapesti Értéktőzsdén 1995. áprilisától kezdődően élhettek a határidős devizakontraktusokkal (kezdetben: amerikai dollár, márkára és ECU-re vonatkozóan), így a forward árfolyamok idősora is ettől kezdődően állt rendelkezésre.

<sup>6</sup> A korábban vizsgált országok közül Ausztráliát és bizonyos európai országokat hagytunk el, így a kiválasztott minta három földrész országait képviselte.

<sup>7</sup> Ugyanis például az Európai Unió országaira - a Gazdasági és Monetáris Unió kiépítésével összhangban - azt tapasztaltuk, hogy devizaárfolyam hozamaik erősen korrelálnak.



adatokat a Mannheim-i ZEW (Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung) bocsátotta rendelkezésünkre.

A magyar tőzsdeindex (BUX) időszora a Budapesti Értéktőzsdéről (BÉT) származik. Ez utóbbi indexet nem hivatalos, ideiglenes formában 1991. tavaszán vezették be, 1991. január 2-ai 1000 pontos induló értékkel. A BUX - az MSCI indexekhez hasonlóan - kapitalizáció súlyozású index, amely az árfolyamváltozásból és az osztalékfizetésből származó hozamokat is tartalmazza.<sup>8</sup> Az egyes tőzsdeindexek forint-alapú teljes hozamának kiszámításához a forintra vonatkozó hó végi deviza középárfolyamokat vettük alapul. A kockázatmentes ráta proxy-jaként a havi pénzpiaci kamatlábakat használtuk. A fenti adatokat az MNB bocsátotta rendelkezésünkre.<sup>9</sup>

A kutatás második szakaszának megvalósításához szükséges - amerikai dollár-alapú - egy hónapos határidőre vonatkozó forward árfolyamokat a Mannheim-i Egyetemen, a Datastream file-ból nyertük (az adatbázis a vételi és az eladási árfolyam átlagaként meghatározott forward árfolyamokat tartalmazza). A forint-alapú havi forward ráták kiszámításához a Budapesti Értéktőzsde dollárra vonatkozó határidős kötési árfolyamait vettük alapul. A dollár-alapú ráták birtokában a forint-alapú rátákat az ún. nem-triangularis arbitrázs feltétel felhasználásával határoztuk meg. A nem-triangularis arbitrázs feltétel azt fejezi ki, hogy a forint, dollár és bármely harmadik külföldi fizetőeszköz viszonyában (tehát az említett három deviza által alkotott „háromszögben”) a forint- és dollár-alapú forward árfolyamoknak úgy kell alakulni, hogy kizárható legyen az arbitrázs, azaz kockázatmentes profit szerzésének lehetősége.<sup>10</sup>

---

<sup>8</sup> A BUX kosarának az 1999. szeptember 1-i felülvizsgálat szerinti összetétele és a benne szereplő társaságok főbb adatai a függelékben találhatók.

<sup>9</sup> A kutatáshoz szükséges adatok összegyűjtésében nyújtott segítségéért köszönettel tartozom Dr. Michael Schrödernek, a ZEW Nemzetközi Pénzügyek Osztálya vezetőjének, Tóth Andrásnak, a BÉT Információs Központja munkatársának, Dr. Németh Pálnak, az MNB Statisztikai Főosztálya főmunkatársának és Bordás Ádámnak, az MNB Pénz- és Devizapiaci Főosztálya munkatársának.

<sup>10</sup> Bebizonyítható, hogy a fenti feltételek a forward-piac hatékonysága esetén teljesülnek, azaz akkor, ha bármely két devizára teljesül az ún. kamatláb paritási reláció. Amennyiben ez fennáll, a külföldi devizának a hazai devizára vonatkozó forward prémiuma (közelítőleg) egyenlő a két országban érvényes kamatlábak



Az első szakaszban vizsgált periódus az 1991. január és 1997. április közötti időintervallum volt. Ez azt jelenti, hogy minden ország tőzsdeindexének hozamsoraként a havi hozamok 76 elemű idősorát használtuk.

### **3.2 A részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó potenciális előnyök az 1991. január és 1997. április közötti időszakban**

#### **3.2.1 A vizsgált országok tőzsdeindexeinek és devizaárfolyamainak hozam és kockázat karakterisztikája**

Abból a célból, hogy megállapítsuk, hogy az egyes országok részvénytőzsi hozamai és devizaárfolyam hozamai mekkora részben járulnak hozzá az adott országbeli befektetés teljes hozamához, minden egyes országra vonatkozóan elvégeztük az adott országbeli részvény-befektetésből származó teljes hozam összetevőkre bontását.

Az 1. tábla a vizsgált külföldi országokban, forintban realizálható átlagos teljes hozam összetevőkre bontását mutatja az 1991. január és 1997. április közötti periódusra vonatkozóan.<sup>11</sup> Az egyes hozam-komponensek nagysága (az 1. tábla első négy oszlopa) mellett kiszámítottuk százalékos megoszlásukat (utolsó három oszlop) is.

---

különbőségével. Matematikai formában:  $\frac{F}{S} = \frac{1+r_{\text{hazai}}}{1+r_{\text{külföldi}}}$  (ahol  $F$  és  $S$  a külföldi fizetőeszköz forward illetve

spot árfolyama). A forward prémium a fentiek figyelembe vételével:  $\frac{F-S}{S} = \frac{r_{\text{hazai}} - r_{\text{külföldi}}}{1+r_{\text{külföldi}}} \cong r_{\text{hazai}} - r_{\text{külföldi}}$ .

A nem-triangularis arbitrázs feltétel teljesülése azt jelenti, hogy a forint-alapú forward rátákat a dollár forward árfolyamainak és egy harmadik deviza dollár-alapú forward árfolyamainak ismeretében úgy kapjuk, ha az előbbit osztjuk az utóbbival.

<sup>11</sup> A forint-alapú (teljes) hozamok és a devizaárfolyam hozamok eloszlásának legfontosabb jellemzőit a Függelék II. részében összegeztem. Szintén itt találhatók a Jarque-Bera próba eredményei, amely annak tesztelésére alkalmas, hogy az eloszlások normálisnak tekinthetők-e. Az eredményekből látható, hogy a hozamok eloszlása a vizsgált 17 esetből 9 esetben tekinthető normálisnak a szokásos 5 %-os szignifikancia

	$E(R_{IHUF})$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_i e_i)$	$E(R_i)$	$E(e_i)$	$E(R_i e_i)$
Ausztrália (AUS)	2,68	1,21	1,52	-0,05	46	57	-2
Ausztria (AUT)	1,46	0,19	1,31	-0,04	13	90	-3
Belgium (BEL)	2,73	1,43	1,31	0	52	48	0
Kanada (CAN)	2,32	1,07	1,23	0,02	46	53	1
Svájc (CH)	3,28	1,96	1,34	0	60	40	0
Németország (D)	2,5	1,21	1,31	-0,02	49	52	-1
Dánia (DEN)	2,33	1,04	1,33	-0,04	45	57	-2
Spanyolország (ESP)	2,75	1,8	0,95	0	65	35	0
Franciaország (FR)	2,53	1,21	1,33	-0,01	48	53	-1
Nagy-Britannia (GB)	2,62	1,33	1,29	0	51	49	0
Magyarország (HUN)	2,91	2,91	0	0	100	0	0
Olaszország (IT)	2,13	1,17	0,96	0	55	45	0
Japán (JP)	1,7	0,11	1,6	-0,01	7	94	-1
Hollandia (NL)	3,13	1,83	1,32	-0,02	59	42	-1
Norvégia (NO)	2,27	1,07	1,25	-0,05	47	55	-2
Svédország (SW)	3,14	2,09	1,07	-0,02	67	34	-1
USA (US)	2,99	1,49	1,47	0,03	50	49	1

1. tábla Az egyes országok tőzsdeindexébe történő befektetés havi átlagos hozamának összetevőkre bontása

A (2.17) formula értelmében a teljes hozam várható értéke (röviden a várható hozam) a helyi tőzsdeindex várható hozamának, az árfolyam változásból származó várható hozamnak és az előzőek szorzatának az összege. Ez a táblában úgy jelenik meg, hogy az első oszlopban álló elem megegyezik a második, harmadik és negyedik oszlopban álló elemek összegével.

A forint adott periódusbeli folyamatos leértékelésével összhangban<sup>12</sup>, minden devizaárfolyam változásának a hozama pozitív és a teljes hozam viszonylag nagy hányadát teszi ki. A japán tőzsdeindexbe történő befektetés esetén ez utóbbi a teljes hozam több mint 90 %-át képezi. A devizaárfolyam változás hozamának a teljes hozamhoz történő

szinten. A devizaárfolyam hozamok egy esetben sem tekinthetők normálisnak, ami megerősíti az értekezés módszertani részében elmondottakat.

<sup>12</sup> A forint leértékelésével kapcsolatos árfolyam-intézkedések a Függelék III. részében találhatók.



hozzájárulása a Spanyolországba való befektetés esetében a legkisebb (közel 35 %), de ez az érték is viszonylag nagy. Megállapítható továbbá, hogy a (2.17) formulában szereplő harmadik tag (a helyi hozam és a devizaárfolyam változás szorzatának várható értéke) az összes esetben kicsi, gyakorlatilag elhanyagolható.

A forint-alapú teljes hozam varianciájának a módszertani részben szereplő (2.19) összefüggés szerinti összetevőkre bontását a 2. tábla mutatja. A tábla utolsó négy oszlopa az egyes komponensek százalékos megoszlását tartalmazza.

	$Var(R_{i,HUF})$	$Var(R_i)$	$Var(e_i)$	$2Cov(R_i, e_i)$	$\Delta Var$	$Var(R_i)$	$Var(e_i)$	$2Cov(R_i, e_i)$	$\Delta Var$
Ausztrália (AUS)	29,97	14,93	12,22	5,2	-2,39	50	41	17	-8
Ausztria (AUT)	30,63	29,79	9,8	-8,99	0,03	97	32	-29	0
Belgium (BEL)	16,65	13,9	9,96	-7,28	0,07	83	60	-44	1
Kanada (CAN)	22,71	10,41	8,71	3,04	0,56	46	38	13	3
Svájc (CH)	22,43	15,2	13,19	-6,48	0,53	68	59	-29	2
Németország (D)	20,27	17,35	9,75	-7,02	0,19	86	48	-35	1
Dánia (DEN)	20,84	21,63	9,97	-11,0	0,23	104	48	-53	1
Spanyolország (ESP)	39,60	31,02	12,51	-5,07	1,13	78	32	-13	3
Franciaország (FR)	26,73	21,4	9,91	-5,31	0,73	80	37	-20	3
Nagy-Britannia (GB)	23,29	14,02	11,36	-2,82	0,74	60	49	-12	3
Magyarország (HUN)	124	124	0	0	0	100	0	0	0
Olaszország (IT)	56,63	49,44	11,03	-3,77	-0,1	87	19	-6	0
Japán (JP)	47,62	34,01	15,08	-2,09	0,62	71	32	-4	1
Hollandia (NL)	14,13	12,95	9,85	-8,62	0	92	70	-62	0
Norvégia (NO)	37,49	40,38	9,7	-13,3	0,7	108	26	-35	1
Svédország (SW)	48,60	45,56	12,04	-9,41	0,42	94	24	-19	1
USA (US)	17,73	9,32	6,94	0,89	0,59	53	39	5	3

2. tábla A hozamok varianciájának összetevőkre bontása

A 2. táblából látható, hogy a devizaárfolyam változás hozamának varianciája a teljes variancia viszonylag nagy hányadát teszi ki, ez utóbbi arány 19% (Olaszország mint befektetési célpont esetében) és 70% (Hollandia esetében) között mozog. A helyi tőzsdeindex és a devizaárfolyam változás hozama közötti kovariancia az európai országok és Japán esetén negatív és többségben relatíve nagy értéket képvisel. Az utóbbiak miatt a devizaárfolyam változásból eredő bizonytalanságnak a teljes kockázatra gyakorolt hatását

illetően nem állapítható meg egyértelmű és általánosan érvényes tendencia. A 17 ország között csak 5 olyan van, amelyben a helyi tőzsdeindex varianciája a teljes variancián belül 70%-nál kisebb részarányt képvisel, így legfeljebb csak ezekre az országokra vonatkozóan állapítható meg, hogy a devizaárfolyam változásból eredő bizonytalanság jelentősen növeli az oda irányuló befektetés kockázatát. Dánia és Norvégia esetében a helyi tőzsdeindex hozama varianciájának részaránya 100 %-nál nagyobb. Ez azt jelenti, hogy a helyi tőzsdeindex hozamának varianciája nagyobb a teljes hozam varianciájánál. Ez a helyi tőzsdeindex és a devizaárfolyam változás hozama közötti nagy negatív kovariancia miatt fordulhat elő.

### 3.2.2 A részvénytőzsdék hozamai közötti korreláció

A vizsgált országok tőzsdeindexei havi teljes hozamainak korrelációs mátrixát az 3. tábla mutatja.

	AUS	AUT	BEL	CAN	CH	D	DEN	ESP	FR	GB	HUN	IT	JP	NL	NO	SW	US
AUS	1	0,40	0,30	0,46	0,30	0,17	0,27	0,32	0,32	0,31	0,27	0,11	0,26	0,34	0,21	0,28	0,36
AUT		1	0,52	0,41	0,49	0,65	0,38	0,43	0,57	0,49	0,30	0,29	0,28	0,61	0,30	0,32	0,37
BEL			1	0,51	0,59	0,63	0,58	0,53	0,73	0,69	0,27	0,25	0,38	0,78	0,51	0,43	0,67
CAN				1	0,42	0,39	0,34	0,47	0,51	0,55	0,42	0,33	0,38	0,55	0,39	0,48	0,75
CH					1	0,51	0,42	0,45	0,58	0,64	0,34	0,06	0,38	0,66	0,37	0,51	0,53
D						1	0,55	0,59	0,69	0,61	0,21	0,34	0,27	0,75	0,44	0,54	0,45
DEN							1	0,65	0,47	0,57	0,24	0,40	0,32	0,54	0,52	0,56	0,38
ESP								1	0,61	0,64	0,36	0,46	0,43	0,63	0,61	0,67	0,54
FR									1	0,77	0,31	0,29	0,43	0,80	0,53	0,51	0,60
GB										1	0,27	0,23	0,47	0,82	0,57	0,58	0,67
HUN											1	0,25	0,15	0,34	0,38	0,35	0,39
IT												1	0,33	0,22	0,35	0,34	0,24
JP													1	0,50	0,31	0,41	0,34
NL														1	0,58	0,62	0,67
NO															1	0,63	0,46
SW																1	0,54
US																	1

3. tábla A tőzsdeindexek havi teljes hozamainak korrelációs mátrixa  
(1991. január - 1997. április)



Mint tudjuk, minél kisebbek a korrelációs mátrix elemei, annál nagyobb kockázat-csökkentési lehetőség rejlik egy nemzetközileg diverzifikált portfólió kialakításában. Esetünkben a vizsgált teljes időszakra vonatkozó átlagos korrelációs együttható 0,51, ami nem mondható kicsinek. Az adott időszakban a korreláció a svájci és az olasz részvénytőzsdák között volt a legkisebb (0,06), az angol és a holland tőzsdák között pedig a legnagyobb (0,82). Ebből önmagában a kockázat csökkentésének lehetőségeiről még nem alkothatunk képet, a végső következtetések levonásához el kell végezni az egyes stratégiák alkalmazásának megfelelő portfólió-optimalizálást.

A teljes hozamok korrelációs- és variancia-kovariancia mátrixa időbeli stabilitásának teszteléséhez a vizsgált időszakot két részperiódusra bontottuk: 1991. jan.-1994. febr. és 1994. márc.-1997. ápr. közötti időszakra. A vizsgált időszakok korrelációs mátrixát a 4. tábla mutatja. A két időszak korrelációs mátrixának összehasonlítására a *Jennrich*-tesztet alkalmaztuk. A teszt próbafüggvénye aszimptotikusan  $\chi^2$  eloszlású, ami esetünkben 136 szabadságfokkal rendelkezik. A két korrelációs mátrix egyenlőségére vonatkozó nullhipotézis nem vethető el a szokásos 5 %-os szignifikancia szinten. A részvénytőzsdák együttmozgásának a fentiekben tapasztalt stabilitása összhangban van más kutatók empirikus eredményeivel (lásd *Meric/Meric (1988)*, *Kaplanis (1988)*, *Longin/Solnik (1995)* vagy *Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997)*). Az említett tanulmányok kimutatták, hogy a variancia-kovariancia mátrix viszont nem tekinthető időben stabilnak azzal összefüggésben, hogy a hozamok varianciái nem mutatnak időbeli stabilitást. A *Jennrich*-tesztet alkalmaztuk a választott két időszak kovariancia mátrixai egyenlőségének tesztelésére is. A szabadságfokok száma ebben az esetben 153, mert a mátrix diagonális elemei időben változhatnak (*Longin/Solnik, 1995, 5. o.*). Eredményeink azt mutatják, hogy a kovariancia mátrixok egyenlőségére vonatkozó nullhipotézis 13 %-os szignifikancia szinten utasítható el, tehát esetünkben a kovariancia mátrix is stabilnak tekinthető a szokásos 5 %-os szignifikancia szinten.

	AUS	AUT	BEL	CAN	CH	D	DEN	ESP	FR	GB	HUN	IT	JP	NL	NO	SW	US
AUS	1	0,34	0,32	0,48	0,26	0,26	0,40	0,32	0,21	0,20	0,32	0,15	0,17	0,34	0,24	0,32	0,27
AUT	0,51	1	0,52	0,34	0,58	0,72	0,40	0,32	0,21	0,20	0,32	0,15	0,17	0,34	0,24	0,32	0,27
BEL	0,28	0,52	1	0,43	0,70	0,61	0,61	0,51	0,68	0,61	0,19	0,18	0,27	0,76	0,47	0,44	0,65
CAN	0,47	0,54	0,62	1	0,44	0,39	0,39	0,48	0,40	0,44	0,28	0,45	0,42	0,47	0,35	0,60	0,64
CH	0,35	0,34	0,42	0,42	1	0,63	0,57	0,56	0,73	0,76	0,42	0,18	0,39	0,83	0,47	0,61	0,59
D	0,05	0,53	0,65	0,41	0,32	1	0,58	0,68	0,80	0,63	0,08	0,41	0,30	0,79	0,48	0,60	0,47
DEN	0,04	0,40	0,52	0,31	0,14	0,51	1	0,71	0,47	0,63	0,14	0,44	0,42	0,60	0,56	0,63	0,43
ESP	0,34	0,29	0,56	0,48	0,27	0,38	0,47	1	0,67	0,68	0,33	0,53	0,47	0,68	0,61	0,72	0,55
FR	0,43	0,43	0,80	0,62	0,39	0,54	0,51	0,54	1	0,79	0,27	0,30	0,39	0,83	0,53	0,58	0,59
GB	0,47	0,57	0,80	0,69	0,46	0,58	0,48	0,59	0,77	1	0,25	0,30	0,42	0,79	0,59	0,64	0,64
HUN	0,24	0,38	0,38	0,55	0,24	0,40	0,44	0,43	0,36	0,30	1	0,18	0,23	0,36	0,35	0,38	0,26
IT	0,07	0,04	0,36	0,20	-0,12	0,21	0,32	0,35	0,29	0,13	0,33	1	0,42	0,24	0,35	0,46	0,21
JP	0,40	0,34	0,57	0,37	0,37	0,26	0,08	0,37	0,51	0,58	0,04	0,19	1	0,47	0,37	0,53	0,28
NL	0,34	0,55	0,82	0,62	0,46	0,71	0,47	0,58	0,77	0,86	0,32	0,21	0,57	1	0,56	0,63	0,62
NO	0,19	0,28	0,57	0,47	0,20	0,36	0,39	0,59	0,55	0,54	0,42	0,36	0,22	0,63	1	0,63	0,44
SW	0,22	0,15	0,42	0,36	0,30	0,41	0,31	0,50	0,42	0,48	0,30	0,10	0,16	0,63	0,63	1	0,62
US	0,47	0,49	0,71	0,85	0,49	0,42	0,33	0,56	0,62	0,71	0,51	0,28	0,45	0,71	0,52	0,45	1

4. tábla A tőzsdeindexek havi teljes hozamainak korrelációs mátrixa\*

\* A fenti mátrix diagonális fölötti elemei az 1991. január és 1994. február közötti hozamokon, a diagonális alatti elemek pedig az 1994. március és 1997. április közötti hozamokon alapulnak.

	$\chi^2$	szabadságfok	p-érték
A Jennrich-féle stabilitási teszt eredménye a korrelációs mátrixra:	145,32	136	0,276
A Jennrich-féle stabilitási teszt eredménye a kovariancia mátrixra:	172,46	153	0,134

### 3.2.3 A nemzetközi portfólió diverzifikációból származó előnyök: ex post elemzés

A nemzetközi részvény-befektetésekből származó előnyök illusztrálása céljából, elvégeztük bizonyos portfólió-kiválasztási stratégiák ex post értékelését. Számításaink az 1991. január és 1997. április (teljes vizsgált időszak) havi teljes hozamain alapulnak. Összességében négy nemzetközileg diverzifikált portfóliót vizsgáltunk: az ún. naiv portfóliót (EQW), a minimum-variancia portfóliót (MVP), az „érintő” portfóliót (CET) és a hazai tőzsdeindex-szel (hazai portfólióval) megegyező kockázatú hatékony portfóliót (ERP).



Az ún. naiv portfólió esetében minden országba ugyanakkora tőkehányadot invesztálunk. Ez a stratégia az értékpapírok hozamaira, kockázatára és az értékpapírok közötti korrelációra vonatkozó információ nélkül igyekszik megragadni a nemzetközi befektetésből származó előnyöket.

A másik három stratégia a hozamokra vonatkozó történeti adatsorok felhasználásával azonosítja a hozam-kockázat hatékony portfóliókat. Az említett adatsorok a befektetői várakozások modellezésére szolgálnak. Ahogy a módszertani részben említettem, a minimum-variancia (MVP) stratégia annak a portfóliónak a meghatározását célozza, amely a legkisebb kockázattal rendelkezik. Ez az oka, hogy e stratégiát konzervatív befektetési stratégiaként tartják számon. Jellegzetessége, hogy alkalmazása nem igényli az egyes értékpapírok várható hozamainak előrejelzését. A CET stratégia a *Sharpe*-féle hányadost maximalizáló portfólió kiválasztására, vagyis annak a befektetés kombinációnak a meghatározására törekszik, amely a kockázat egységére jutó legnagyobb átlagos jövedelmezőséget biztosítja. A minimum-variancia stratégiához képest ez egy agresszív stratégia, mert megvalósítása az előzőnél nagyobb kockázat vállalását teszi szükségessé. Az MVP-től eltérő sajátossága továbbá, hogy alkalmazása a portfóliót képező vagyontárgyak várható hozamának becslését igényli. Az ERP stratégia végrehajtása a hazai portfólióval azonos kockázatú hatékony portfólió meghatározását célozza. Ez utóbbi portfólió magasabb kockázattal rendelkezik mint a minimum-variancia portfólió és a hazai portfólió kockázatától függően alacsonyabb vagy magasabb kockázattal mint a CET portfólió, így többé-kevésbé agresszív stratégiaként tartható számon.

Az 1-3. táblában szereplő bemenő paraméterek (várható teljes hozamok, a hozamok varianciája, a hozamok közötti korreláció) felhasználásával meghatároztuk az egyes stratégiák által szolgáltatott optimális portfóliókat<sup>13</sup> (ezek összetételéről lásd később),

---

<sup>13</sup> A portfólió optimalizáláshoz a GAUSS szoftvert használtuk. A számítások elvégzése során „technikai kihívást” jelentett az ERP által képviselt befektetési arányok meghatározása. Az ERP a (2.35) optimalizálási feladat megoldása, amelynek célfüggvénye a befektetési arányok lineáris, feltételrendszere pedig azok másodfokú függvénye. Bár matematikus kollégák megerősítettek minket abban, hogy ilyen alakú feladatokra a megoldás létezik, ezt analitikusan nem sikerült előállítanunk. A megoldás numerikus meghatározása során - miután az ERP-t úgy definiáltuk, hogy az hatékony portfólió - a hatékony portfólióknak a kritikus vonal algoritmus segítségével előállítható halmazában a minimum-variancia portfólióból indultunk ki. Ismert, hogy a



valamint ezek hozamát és kockázatát. A portfóliók teljesítményének értékelésére a *Sharpe*-féle mutatót alkalmaztuk. Számításainkban feltételeztük, hogy a befektetők élhetnek a fedezetlen eladásokkal és az ebből befolyt jövedelmet szabadon felhasználhatják. Az eredményeket az 5. tábla mutatja.

Portfóliók	Várható hozam	A hozam szórása	Sharpe-féle mutató
EQW	2,56	3,8	0,248
MVP	2,93	2,85	0,458
+ CET	4,92	4,31	0,764
ERP	9,48	11,06	0,711
+ Hazai	3,28	11,06	0,349

5. tábla Portfóliók ex post teljesítménye az 1991. január és 1997. április közötti időszakban  
(A várható hozam és a szórás havi érték, egysége %)

Az EQW, MVP és CET stratégiák alkalmazásából - így a befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó előnyök - a kockázat (a hozam szórásának) csökkenésében öltöttek testet. E kockázat csökkenés mértéke még a naiv portfólió (EQW) esetében is magas (több mint 65 %-os). Az EQW stratégia alkalmazása esetén csökken a kapott portfólió havi átlagos hozama is és - a hazai portfólióhoz viszonyítva - a *Sharpe*-féle mutató értékében is csökkenés tapasztalható.

Az MVP hozamának szórása közel 75%-kal kisebb mint a hazai portfólióé (amit a BUX jelképez). Ez a hozam mérsékelt csökkenésével együtt is azt eredményezi, hogy e portfólió teljesítménye nagymértékben növekszik a hazai portfólió teljesítményéhez képest. Nem meglepő, hogy az összes stratégia közül a CET-re adódott a legnagyobb *Sharpe*-féle

---

hatékony portfóliókhoz tartozó  $E-\sigma$  halmaz szakaszonként hiperbolikus, így a legkisebb  $E$  és  $\sigma$  értékkel rendelkező MVP-ből kiindulva  $\sigma$  az  $E$  függvényében szigorúan monoton nő. A fentiek alapján,  $E$ -t egészen kis lépésközökkel növelve eljutottunk az ERP-nek megfelelő  $E-\sigma$  kombinációhoz és a neki megfelelő portfólióhoz. A fentiek kivitelezése különösen az ex ante vizsgálat során volt „embert próbáló”, ugyanis ebben az esetben az említett portfólió meghatározását az előrejelzési periódus minden részintervallumára el kellett végezni (azaz esetünkben a leírtakat 52-szer megismételni). Köszönet illeti *Alexander Mertz*-et (az Universität Mannheim akkori hallgatóját) a számítások elvégzésében nyújtott segítségéért.

mutató, hiszen a CET portfólió éppen ez utóbbi mutató értékét maximalizáló értékpapír-kombináció. A CET portfóliónak nagyobb az átlagos hozama és egyúttal kisebb a kockázata mint a hazai portfólióé. Az ERP a hazai portfóliónál majdnem kétszer magasabb átlaghozamot biztosít ugyanakkora kockázat mellett.

A fenti eredmények azt mutatják, hogy a részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációja a magyar befektetők számára hasznos lehet. Ex post vizsgálatoknál (amikor az optimális portfóliók előállítása és teljesítményének értékelése ugyanazon periódus alapján történik) az előállított portfóliók teljesítménye már azáltal javulhat, mert nő a portfóliót alkotó értékpapírok száma, vagyis „szélesebb” lehetséges halmazból történik az optimum meghatározása. Így végső következtetéseink levonásához az alkalmazott stratégiák ex ante teljesítményének értékelése is szükséges.

Az egyes stratégiák által szolgáltatott optimális portfólióban szereplő befektetési hányadokat a 6. tábla mutatja.

	MVP	CET	ERP
Ausztrália (AUS)	17,95	29,01	54,5
Ausztria (AUT)	-9,51	-59,5	-175
Belgium (BEL)	-13,4	-23	-45,2
Kanada (CAN)	1,63	-23,1	-79,9
Svájc (CH)	17,75	48,61	119,6
Németország (D)	26,82	4,6	-46,5
Dánia (DEN)	20,07	-2,69	-56,5
Spanyolország (ESP)	-16,4	-3,15	27,5
Franciaország (FR)	-13,4	-22,9	-44,7
Nagy-Britannia (GB)	-19,0	-45,3	-104
Magyarország (HUN)	-3,4	-3,82	-4,7
Olaszország (IT)	10,99	26,54	62,3
Japán (JP)	1,84	-27,1	-93,6
Hollandia (NL)	56,77	192,7	505,4
Norvégia (NO)	8,06	-15	-68,1
Svédország (SW)	-18,7	-11,2	5,9
USA (US)	31,93	35,3	43,0

6. tábla Az optimális ex post portfóliókhoz tartozó befektetési arányok (%-ban)



A magyar befektetők minimum-variancia portfóliójában Hollandia (56,77 %), az USA (31,93 %) és Németország (26,82 %) képviseltetik magukat a legnagyobb súllyal. Az előző portfólióban Nagy-Britannia és Svédország viszonylag nagy negatív súlyt kapnak, ami azt jelenti, hogy ez utóbbiakban végrehajtott fedezetlen eladások finanszírozási forrást képezhetnek az előbbi országokbeli befektetésekhöz. A CET portfólió szerkezetét a vizsgált országok tőzsdeindexeinek *Sharpe*-féle mutatója határozza meg. Így a magyar befektetők CET portfóliójában Hollandia képviseli a legnagyobb súlyt (a *Sharpe*-féle mutató Hollandiára a legnagyobb), Svájcot és az USA-t megelőzve. Említésre érdemes, hogy az ERP-ben a vizsgált 17 ország közül csak 7 országra adódott pozitív súly és a kapott súlyok szélsőségesen szóródnak. Hollandia például rendkívül nagy pozitív súlyt képez (505,4 %), míg Ausztriára nagy negatív arány adódott (-175%). Magyarország, mint befektetési célország szerepe szinte elhanyagolható, ugyanis Magyarországra kis (negatív) súlyokat kaptunk.<sup>14</sup>

#### 3.2.4 A portfólió-kiválasztási stratégiák ex ante teljesítményének vizsgálata

Az előző szakaszbeli eredmények szerint az 1991. január és 1997. április közötti időszakban a nemzetközileg diverzifikált portfóliók jobb teljesítményt mutattak, mint a hazai portfólió. Az alkalmazott ex post elemzés hátránya - mint már említettem -, hogy az optimális portfóliót meghatározó befektetési arányok ebben az esetben csak utólag tárhatók fel. Éppen ezért fontos megvizsgálni, hogy a részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációja által kínált előnyök akkor is mutatkoznak-e, ha a befektetési döntés kizárólag a döntést megelőző információkra épül.

---

<sup>14</sup> A fenti vizsgálatban megengedtük a fedezetlen eladások lehetőségét. Egy további elemzésben (*Bugár/Maurer (1999b)*) azt tapasztaltuk, hogy az ex post portfóliókban a fedezetlen eladások kizárása ahhoz vezet, hogy a fentiekkel azonos befektetési stratégiák (MVP, CET ERP) alkalmazása esetén az optimális befektetési arányok néhány országban koncentrálódnak. Az említett tanulmányban, amelyben kilenc országba történő részvény-befektetéseket vizsgáltunk, mind a magyar mind a német befektetők nézőpontjából, azt tapasztaltuk, hogy az MVP és a CET - a magyar és a német befektetők esetében egyaránt - öt illetve két országot tartalmazott, míg az ERP a német befektetők esetében két, a magyar befektetők esetében pedig egy országba történő befektetésre koncentrálódott. Az említettekhez hasonló jelenséget tapasztaltak *Levy és Sarnat (1984, 646-652. o.)* a CET stratégia ex post teljesítményének részvény-portfóliókra történő vizsgálata során.

A módszertani részben elmondottak értelmében a befektetési döntéshozásnak egy valóságos döntési szituációt tükröző megközelítési módja, hogy a különböző portfóliók teljesítményének értékelésére egy ex ante „visszatesztelési” módszert alkalmazunk (lásd *Eun/Resnick (1988,1994)*, *Glen/Jorion (1993)*, *Levy/Lim (1994)* és *Liljeblum/Löflund/Krokgfors (1997)*). Ennek megvalósításához - mint tudjuk - két különböző időhorizont használatos: egy becslési és egy előrejelzési periódus. Vizsgálatainkban mi egy 24 hónaptól álló becslési periódust használtunk, amelyet - az általunk feltételezett egy hónapos tartási (előrejelzési) periódusnak megfelelően - havi csúszásokkal „továbbgörgettünk”. Így az első becslési periódus 1991. januárjától 1992. decemberéig tartott, a második 1991. februárjától 1993. januárjáig és így tovább; az első tartási periódus 1993. januárja, a második 1993. februárja és így tovább. A becslési periódus segítségével meghatározott paraméterek (teljes hozamok, a hozamok szórása, a hozamok közötti korreláció) felhasználásával a becslési periódust követő egy hónapos tartási periódusra vonatkozóan előállítottuk az egyes stratégiák alkalmazásának megfelelő optimális befektetési arányokat. A kialakított befektetési arányokat minden tartási periódus (hónap) végén - az egy hónappal „továbbgörgetett”, új becslési periódusbeli statisztikai információknak (új paramétereknek) megfelelően - felülvizsgáltuk. Összességében, ezzel a módszerrel minden egyes stratégiára vonatkozóan 52 (76-24) egymást követő, havi hozamot tudtunk előállítani.

A portfólió havi felülvizsgálata - az alkalmazott portfólió-kiválasztási stratégiától függően - a befektetési arányok változását eredményezi. A befektetési arányok módosításának a gyakorlatban költségvonzata van, amelynek a hozam csökkenése a következménye. Ennek figyelembe vétele céljából a portfólió-súlyok - egyik periódusról a másikra történő - összváltozásának a 0,25 %-át kitevő tranzakciós költségekkel számoltunk, azaz az ennek megfelelő hányadot levontuk a kapott portfólió hozamából.

A fent mondottak formálisan a következőképpen írhatók le: amennyiben  $X_i(t)$  jelöli az optimális portfólió<sup>15</sup>  $i$ . elemét, vagyis az  $i$ . ország tőkepiacára a  $t$ . periódusban (hónapban) befektetett tőkehányadot és  $\Delta X_i(t) = |X_i(t) - X_i(t-1)|$  pedig ennek a  $t-1$ . periódusról a  $t$ .

<sup>15</sup> A fentiek minden vizsgált stratégia által szolgáltatott optimális portfólióra érvényesek.



periódusra történő változását (abszolút értékben), akkor a  $t$ . periódusbeli portfólió felülvizsgálat tranzakciós költséghányada:

$$TC(t) = \sum_{i=1}^N \Delta X_i(t) \cdot c \quad (3.1)$$

A fentiekben  $c$  a tranzakciós költségfaktor (amelynek értéke esetünkben 0,25 %),  $N$  a portfólióban szereplő részvényindexek (országok) száma (esetünkben 17).

Így a vizsgált portfólió hozama a tranzakciós költséghányad levonása után a  $t$ . periódusban:

$$R_{TC}(t) = R(t) - TC(t) \quad (3.2)$$

ahol  $R(t)$  a tranzakciós költséghányad levonása előtti hozamot jelöli.

A fedezetlen eladások megengedése a portfólió-kiválasztási problémákban szélsőséges pozitív illetve negatív befektetési arányokhoz vezethet. A legtöbb tőzsdén az ilyen tranzakciók nem megengedettek illetve bizonyos befektetők számára tiltott vagy erősen korlátozott ez a lehetőség. Így az ex ante stratégiák vizsgálatánál kizártuk a fedezetlen eladásokat.

Minden általunk alkalmazott stratégiára kiszámítottuk az 52 tartási periódusra vonatkozó átlagos hozamot, a hozamok szórását és a *Sharpe*-féle mutató értékét. Ez utóbbit használtuk a portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményének értékelésére. A kapott eredményeket a 7. tábla mutatja. A nemzetközileg diverzifikált portfóliók és a hazai portfólió teljesítménye közötti különbséget a *Jobson/Korkie (1981a)* által kidolgozott z-statisztikával teszteltük. A 7. táblában azt is szerepeltetjük, hogy a különböző stratégiák alkalmazása esetén mekkora volt a havi rendszeres portfólió felülvizsgálat eredményeként a befektetési arányokban bekövetkezett átlagos változás ( $\bar{\Delta}$ ).

	átlagos hozam (%)	a hozam szórása (%)	Sharpe- mutató	JK- stat.	p-érték	$\bar{\Delta}$
EQW	3,06	3,42	0,460	-4,630	0	0
MVP	3,03	3,15	0,485	-4,648	0	30,23
CET	2,65	3,52	0,327	-2,868	0	52,09
BST	3,00	3,34	0,449	-4,067	0	51,99
ERP	3,42	6,68	0,286	-1,287	0,13	73,08
Hazai	4,33	12,81	0,221	-	-	0

7.tábla Az ex ante portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményének összehasonlítása

Az ex post elemzés során tapasztaltakhoz hasonlóan a részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó előnyök a magyar befektetők számára a kockázat csökkenésében öltenek testet. Az EQW, MVP, CET és BST stratégiák alkalmazása esetén a kapott portfóliók hozamának szórása több mint 70%-kal kisebb mint a hazai portfólió (BUX) hozamának szórása. Az ex post elemzéssel összhangban a minimum-variancia portfóliónak a legkisebb a kockázata. A fent említett stratégiák egyúttal csökkenést eredményeznek az általuk szolgáltatott portfólió átlagos hozamában. E csökkenés mértéke 30 % (EQW) és 40 % (CET) között mozog. A fedezetlen eladásokra vonatkozó korlátozás miatt a hazai portfólió a legkockázatosabb nemzetközileg hatékony portfóliónál is kockázatosabb. Ezzel magyarázható, hogy az ERP kockázata alacsonyabb a hazai portfólióénál (közel 50%-kal). Ugyanakkor a fenti portfólió átlagos hozama 21 %-kal alacsonyabb a BUX átlaghozamánál. Az ERP stratégia kivételével az összes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégia teljesítménye szignifikánsan magasabb a hazai portfólió teljesítményénél (lásd a *Sharpe*-mutatók egyenlőségére vonatkozó *Jobson/Korkie* statisztika értékét és a hozzá tartozó valószínűséget). Az egyes tőzsdeindexek várható hozamai becslésének „finomítása”, azaz a *Bayes-Stein*-féle hozambecslési eljárás javulást eredményezett a kapott portfólió teljesítményében. A BST stratégia domináns a CET stratégiával szemben, mert kisebb kockázat mellett nagyobb átlagos hozamot biztosít. Figyelemre méltó, hogy a CET stratégiára kaptuk a második legkisebb *Sharpe*-féle mutatót, ami nem felel meg az ex post elemzés alapján kialakított várakozásainknak. A befektetési arányokban bekövetkezett átlagos változás (ami a havonkénti portfólió felülvizsgálattal jár) 30,23 % (MVP) és 73,08 % (ERP) között változott.



Az ex ante stratégiákra kapott átlagos befektetési arányokat a 8. tábla mutatja.

	MVP	CET	BST	ERP
Ausztrália (AUS)	9,49	5,59	11,7	5,77
Ausztria (AUT)	0,15	0	0,1	0
Belgium (BEL)	4,61	2,77	3,71	0
Kanada (CAN)	2,0	0,13	0,1	0
Svájc (CH)	11,2	35,81	26,21	23,1
Németország (D)	10,4	2,48	7,56	0
Dánia (DEN)	22,0	6,01	15,96	0
Spanyolország (ESP)	0,8	0,56	0,22	0
Franciaország (FR)	0	0,1	0,07	0
Nagy-Britannia (GB)	0,79	1,52	1,2	0
Magyarország (HUN)	3,68	0,32	0,1	19,23
Olaszország (IT)	6,72	6,73	6,78	1,92
Japán (JP)	1,62	1,1	0,59	7,69
Hollandia (NL)	1,83	8,67	3,84	0
Norvégia (NO)	3,69	1,88	1,95	1,92
Svédország (SW)	0,99	9,07	3,51	34,6
USA (US)	20,03	17,26	16,4	5,77

8. tábla Az optimális ex ante portfóliókhoz tartozó átlagos befektetési arányok (%-ban)

Az MVP stratégia alkalmazása esetén a létrehozott portfólióban nagy átlagos súlyt kap a dán (22 %) és az amerikai (20,03 %) részvénypiacra irányuló befektetés. Hollandia az említett portfólióban elveszti az ex post elemzésben megfigyelt domináns szerepét. Az érintő portfólióban Svájc (35,81 %) és az USA (17,26 %) magas részesedését figyelhetjük meg. Hollandia ebben a portfólióban is kisebb szerepet játszik, mint az ex post elemzés során. A magyar ERP-ben Svédország képviseli a legnagyobb átlagos súlyt (34,6 %). Említésre érdemes, hogy az ERP stratégia az 52 részperiódus közül 10 esetben szolgáltatott 100 %-os részesedéssel optimális portfólióként a hazai portfóliót (a BUX-ot). Ez azzal magyarázható, hogy bár minden részperiódusban a BUX rendelkezett a legmagasabb kockázattal, de az említett 10 esetben - a 17 tőzsdeindex közül - a BUX biztosította egyúttal a legnagyobb hozamot is. Ez utóbbi az 1996-os évben a Budapesti Értéktőzsdén végbement rendkívül intenzív „hausse”-nak volt köszönhető.

### 3.3 A részvény-befektetések nemzetközi diverzifikációjából származó potenciális előnyök az 1995. április és az 1999. január közötti időszakban

#### 3.3.1 A befektetések nemzetközi kiszélesítéséből adódó kockázat csökkentési lehetőségek

A magyar befektetők által a vizsgált nyolc országban, az 1995. április és az 1999. január közötti időszakban elérhető havi átlagos hozamokat és a hozamok szórását a 9. tábla mutatja. A tábla a teljes hozam összetevőkre bontását is tartalmazza, vagyis kiolvasható belőle, hogy az egyes országokbeli befektetés teljes hozamából mekkora rész származik a helyi tőzsdei befektetésből és mekkora az adott ország fizetőeszközének a forinthez képest bekövetkező árfolyam változásának tulajdonítható hozam (a fent említett összetevőket a hozam szórása esetében is kiszámítottam). Mindezek mellett a táblában az árfolyam kockázat teljes fedezése esetén elérhető havi átlagos hozamokat is szerepeltettem.<sup>1</sup>

A vizsgált ország (rövidítve)	CAN	CH	D	FR	GB	HUN	JP	US
Átlagos havi hozam (%)								
Helyi tőzsdei mozgásból adódó	1,45	2,55	2,31	2,14	1,64	4,62	0,03	2,40
Árfolyamváltozásból adódó	1,18	0,86	0,85	0,94	1,38	0	0,78	1,34
Teljes (fedezés nélküli)	2,68	3,38	3,14	3,05	3,02	4,62	0,78	3,78
Teljes (teljes fedezés esetén)	2,84	3,36	3,58	3,53	2,85	4,62	1,77	3,92
A hozam szórása (%)								
Helyi tőzsdei mozgásból adódó	4,83	5,80	5,55	5,71	3,47	13,84	5,24	4,20
Árfolyamváltozásból adódó	2,45	2,03	1,30	1,32	2,17	0	4,13	1,93
Teljes (fedezés nélküli)	6,03	5,48	5,02	5,13	3,51	13,84	6,40	4,87

9. tábla Az egyes tőzsdéken elérhető havi átlagos hozam és a hozam szórása (1995. április – 1999. január)

A vizsgált időszakban a legmagasabb átlagos hozam a magyar részvénytőzsdén volt elérhető, ezt azonban a hozamok nagymértékű ingadozása kísérte. A hozam szórása a magyar részvénytőzsdén történő befektetés esetében több mint kétszer akkora volt mint amit

<sup>1</sup> A hozam szórása az árfolyam kockázat teljes fedezése esetén – amint az a (2.53) összefüggésből is jól látható – jó közelítéssel megegyezik a fedezés nélküli eset lokális tőzsdei hozamának szórásával. Ezért nem szerepeltettem az előbbi a táblázatban.



a legkockázatosabb külföldi piacon, a Japán értékpapírpiacon tapasztalhattunk. Az angol és az amerikai részvénytőzsdén történő befektetésre regisztrálhatunk a kockázat egységére eső legmagasabb átlagos hozamot. A hozam-kockázat hányados Németország és Svájc esetében is viszonylag magas, így ezek az országok kerülnek az előző teljesítmény mutató által meghatározott rangsor harmadik és negyedik helyére.

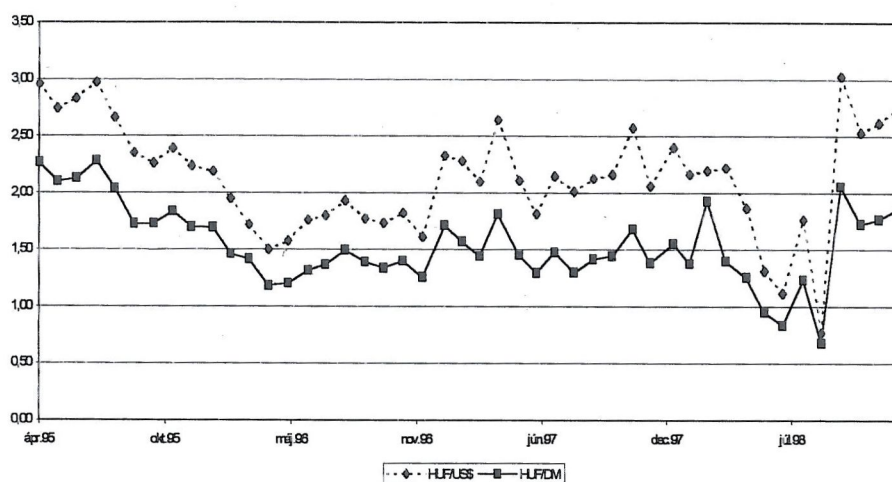
Megfigyelhető, hogy az összes deviza árfolyamának változásából származó hozam pozitív és a külföldi befektetésből származó teljes hozam viszonylag nagy hányadát teszi ki. Az árfolyam változás pozitív hozama annak köszönhető, hogy a vizsgált periódusban a forint folyamatos leértékelése volt tapasztalható. A Japánban történő befektetés hozama teljes mértékben a yen és a forint közötti árfolyamváltozásból származik.<sup>2</sup> A devizaárfolyam változásból származó hozamnak a teljes hozamból történő részesedése Svájc esetében a legkisebb, kb. 25 %, ami elég magasnak mondható. A hozam (2.16) összefüggésbeli felbontásában szereplő, a lokális tőzsdei hozam és az árfolyam változásból származó hozam szorzataként meghatározott (harmadik) tag valamennyi ország esetében nagyon kis értéket vesz fel, ezért gyakorlatilag elhanyagolható.

Említésre érdemes, hogy a hét külföldi ország közül ötnek az esetében az árfolyamkockázat teljes fedezése a fedezés nélküli befektetés hozamánál nagyobb átlagos hozamot eredményezett. Ennek a ténynek a közgazdasági magyarázata a forintnak ezen országok fizetőeszközeihez képest történő folyamatos leértékelésén<sup>3</sup> túl abban keresendő, hogy a vizsgált időszakban érvényes forward ráták - átlagban - túlbecsülték az említett leértékelés mértékét (azaz a (2.50) formulában az  $f_i$  és az  $e_i$  közötti különbség a vizsgált hónapokban általában pozitív volt). A fent említetteket illusztrálja az 5. ábra, amely két devizanemre, az amerikai dollárra és a német márkára mutatja, hogyan változott az abszolút forward prémium<sup>4</sup> az általunk vizsgált időszakban.

<sup>2</sup> Látható, hogy Japán esetében a deviza árfolyam változásból eredő hozam ugyanakkora mint a teljes hozam. A Japán tőzsdén történő befektetés hozama a vizsgált időszakban rendkívül kicsi volt, havi átlagban mindössze 0,03 % és ezt kompenzálta a (2.16) összefüggésben szereplő keresztszorzat (a lokális tőzsdei hozam és az árfolyam változásból származó hozam szorzata) -0,03 %-os átlagos értékével.

<sup>3</sup> Lásd a Függelék III. részét.

<sup>4</sup> Az abszolút forward prémium az adott devizanem (forintban kifejezett) forward és spot árfolyamának különbsége.



5. ábra A dollárra és a márkára vonatkozó abszolút forward prémium alakulása

Az ábráról leolvasható, hogy a forward prémium mindkét devizanem esetében a vizsgált periódus minden hónapjában pozitív volt. Az is világosan látszik, hogy az amerikai dollárra vonatkozó értékek nagyobbak, mint a német márkára megfigyelt értékek.

A 9. táblában szereplő adatok birtokában kiszámítható, hogy a devizaárfolyam változás ingadozása által képviselt kockázatnak a befektetés teljes kockázatán (a teljes hozam varianciáján) belüli részaránya 6,6 % és 41,6 % között változik (az előbbi érték Franciaország esetében, míg az utóbbi Japán esetében adódott). Ugyanakkor a helyi tőzsdei hozam és a devizaárfolyam változás hozama közötti korreláció valamennyi európai országra valamint Japánra nézve negatív és abszolút értékét tekintve nagy volt. A fentiek azt jelentik, hogy a különböző külföldi értéktőzsdéken realizálható hozamok és a devizaárfolyam változás hozamainak (az átlaghoz képest) eltérő irányú ingadozása abban ölt testet, hogy kompenzálja, semmint, hogy megerősítené a devizaárfolyam ingadozás hatását. Összességében elmondható, hogy a devizaárfolyam változás által képviselt kockázat nem képezi a külföldi befektetések kockázatának nagy részarányát. Ez utóbbinál sokkal jelentősebb az egyes tőkepiacok részvény árfolyamainak ingadozásából származó kockázati komponens. Ezzel a kapott eredmények megerősítik az előző vizsgálat (a kutatás első szakaszának) eredményeit.



A kockázatcsökkentés lehetőségeinek a feltárása céljából előállítottam a hozamok variancia-kovariancia mátrixának különböző komponenseit. Az eredményeket a 10. táblában összegeztem. A tábla (I) része az egyes külföldi tőzsdék helyi fizetőeszközben mért hozamai közötti kovariancia értékeit mutatja. A (II) részben az egyes külföldi fizetőeszközök árfolyam változása közötti, míg a (III) részben az egyes tőzsdék lokális hozamai és a devizaárfolyam változások hozamai közötti kovariancia értékek szerepelnek.

	CAN	CH	D	FR	GB	HUN	JP	US
(I) Az egyes tőzsdék lokális hozamai közötti kovariancia $Cov(R_i, R_j)$								
CAN	23,35	16,59	16,98	17,6	12,04	38,12	8,79	16,55
CH		33,69	24,00	25,87	13,78	47,95	14,95	14,96
D			30,83	27,04	13,10	37,22	15,48	14,97
FR				32,63	13,43	42,53	15,07	14,37
GB					12,02	27,04	8,06	9,22
HUN						191,64	12,95	30,72
JP							27,43	9,73
US								17,62
(II) A deviza árfolyam változások hozamai közötti kovariancia $Cov(e_i, e_j)$								
CAN	5,98	-0,96	-1,15	-1,25	2,07	0	-0,56	3,97
CH		4,11	2,20	2,01	0,37	0	1,40	-0,56
D			1,70	1,55	0,29	0	0,18	-0,87
FR				1,74	0,27	0	-0,27	-0,81
GB					4,73	0	0,39	2,05
JP						0	17,07	0,21
US						0		3,74
(III) Az egyes tőzsdék lokális hozamai és a deviza árfolyam változások hozamai közötti kovariancia <sup>5</sup> $Cov(R_i, e_j)$								
CAN	3,29	-4,58	-3,29	-3,11	-1,16	0	3,09	0,89
CH	3,98	-4,67	-4,21	-4,04	-1,57	0	0,60	2,38
D	5,41	-5,46	-4,13	-4,22	0,51	0	-1,82	3,79
FR	5,42	-6,70	-4,62	-4,46	0,30	0	1,05	3,82
GB	2,17	-2,75	-2,34	-2,26	-2,42	0	1,78	0,80
HUN	9,06	-13,23	-10,67	-11,72	-6,19	0	11,13	4,32
JP	3,88	-3,31	-3,08	-2,54	-0,03	0	-2,05	2,33
US	3,49	-3,96	-2,96	-2,98	-0,85	0	1,33	0,74

10. tábla A befektetések hozamai közötti kovariancia az 1995. április és az 1999. január közötti időszakban

A 10. tábla (I) és (II) részében szereplő értékek összehasonlítása azt mutatja, hogy az egyes külföldi tőzsdék lokális hozamai közötti kovariancia értékek sokkal nagyobbak, mint az

<sup>5</sup> A 10. tábla (III) részében szereplő megfelelő érték a sorának megfelelő ország (helyi fizetőeszközben számított) részvénytőzsdéi hozama és az oszlopának megfelelő ország fizetőeszköze (forinthez viszonyított) árfolyam változásának hozama közötti kovariancia.

árfolyam változások hozamai közöttiek. A tőzsdék (illetve a vizsgált részvényindexek) lokális hozamai közötti kovariancia átlagos értéke 23,24, az egyes külföldi fizetőeszközök árfolyam változása közötti kovariancia átlagértéke ugyanakkor 1,23.<sup>6</sup> Az egyes tőzsdék lokális hozamai és a devizaárfolyam változások hozamai közötti átlagos kovariancia negatív, értéke -0,99. A (III) táblában szereplő 56 értékből 32 negatív és abszolút értékben sem túl kicsi. Ez a (2.53) összefüggés alapján annak lehetőségét jelzi, hogy egy jól összeállított, nemzetközileg diverzifikált befektetés kombinációval csökkenthető a kockázat, mégpedig nemcsak a magyar, hanem az egyes külföldi részvénytőzsdéken mérhetőhöz képest is.

A fentiekre példaként bemutatom a naiv portfólió (EQW) varianciájának a (2.53) összefüggésben szereplő három komponensre történő felbontását (11. tábla).<sup>7</sup>

Komponens	Abszolút hozzájárulás	Relatív hozzájárulás
$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (1/N)^2 \text{cov}(R_i, R_j)$	23,24	103,5 %
$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (1/N)^2 \text{cov}(e_i, e_j)$	0,94	4,2 %
$2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (1/N)^2 \text{cov}(R_i, e_j)$	-1,74	-7,7 %
$\text{Var}(R_p) \approx$	22,44	100 %

11. tábla A naiv portfólió kockázatának összetevőkre bontása

A 11. táblából látható, hogy a naiv portfólió teljes kockázatának döntő hányada (103,5%<sup>8</sup>) az egyes részvénytőzsdék együttes ingadozásából származik. A devizaárfolyamok változása a táblában szereplő harmadik kockázati komponensen keresztül (ami a részvénytőzsdék és a devizaárfolyamok együttes ingadozásának hatását méri) csökkenti a portfólió teljes

<sup>6</sup> Eun és Resnick (1988) ennek az ellenkezőjét mutatták ki. Ők az amerikai befektetők nézőpontjából vizsgálódva az egyes országok fizetőeszközei árfolyamváltozásának hozamai között az egyes tőzsdék lokális hozamai közöttinél nagyobb korrelációt tapasztaltak.

<sup>7</sup> Ekkor  $X_i = X_j = \frac{1}{N}$  és  $h_i = h_j = 0$ , a számításokhoz szükséges kovariancia értékek pedig a 10. táblából nyerhetők.

<sup>8</sup> Látható, hogy a részvénytőzsdék együttmozgásából adódó kockázati komponens nagyobb, mint a teljes kockázat. Ezért fordulhat elő, hogy az előbbi az utóbbi felbontásában 100 %-nál nagyobb részarányt képvisel.



kockázatát. Ugyanakkor, amint az a 9. tábla felhasználásával kiszámítható, az árfolyam változásból származó hozam a naiv portfólió hozamának 30 %-át képezi. *Eun és Resnick (1988)* az amerikai befektetőkre nézve kimutatta<sup>9</sup>, hogy az 1980 és 1985 közötti időszakban a dollár árfolyam változásból eredő kockázata a nemzetközi részvény befektetések kockázatának kb. 50 %-át alkotta, ami gyökeresen eltér a fent kapott eredményektől. Ez azt sejteti, hogy a kockázatcsökkentés lehetőségei döntő részben egy nemzetközileg diverzifikált részvénykombináció létrehozásából származnak és nem pedig a devizaárfolyam kockázat fedezéséből. Ennek megerősítéséhez az egyes stratégiák tényleges teljesítményének vizsgálatára van szükség.

### 3.3.2 A nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák ex ante teljesítménye

Az ex ante vizsgálat céljára becslési periódusként az 1991. április és az 1995. március közötti időszakot használtuk. A módszertani részben leírt „továbbgörgetési” eljárás alkalmazásával ezt a 48 hónapos becslési időszakot az éppen aktuális tartási periódusnak megfelelően, az öt megelőző periódus tényleges adatainak birtokában egy hónappal előre csúsztattuk. Ezáltal az 1995. április és 1999. január közötti időszak 46 hónapjában (mint előrejelzési/tartási periódusban) minden egyes portfólió-kiválasztási stratégia felhasználásával elő tudtuk állítani az adott hónapban ténylegesen elérhető hozamot.

Minden vizsgált stratégiára kiszámítható az előrejelzési periódus 46 hónapjában elért hozamok átlaga, hozamának szórása és az előzőek - valamint a pénzpiaci kamatlábak - felhasználásával a stratégia *Sharpe*-mutatóval mért teljesítménye. A kapott eredményeket a 12. táblában összegeztem.<sup>10</sup> A nemzetközi portfólió diverzifikáció eredményességének megítélése céljából az egyes nemzetközi befektetés kombinációk teljesítményét összehasonlítottuk a hazai portfólió (BUX) teljesítményével és - a módszertani részben

<sup>9</sup> Az általuk vizsgált országok megegyeztek a mi vizsgálatunkban szereplőkkel (természetesen azzal a különbséggel, hogy Magyarország nem szerepelt benne).

<sup>10</sup> A 12. táblából látható, hogy a naiv portfóliót előállító stratégia esetében csak az árfolyam kockázat teljes fedezésével számoltunk, tehát a feltételes és az optimalizáló fedezési stratégiát nem alkalmaztuk. Ennek - amint azt a módszertani részben is említettem - az az oka, hogy az EQW esetében e stratégiának a portfólió súlyokat egyszerűen előállító (nevezetesen egyenlőnek feltételező) „természetétől” idegen lett volna, ha az árfolyam kockázat kezelésében bonyolult, sok információt és számolást igénylő megközelítést használunk.

leírtaknak megfelelően - a *Jobson és Korkie-féle* (1981a) z-statisztika felhasználásával teszteltük, hogy a nemzetközi befektetés kombinációknak a hazai portfóliónál magasabb teljesítménye szignifikánsnak tekinthető-e. Az egyes stratégiák által szolgáltatott portfóliók átlagos összetételét (vagyis minden befektetési stratégiára a 46 periódus során kapott súlyok átlagát) valamint az átlagos fedezési hányadokat a 13. tábla mutatja.<sup>11</sup>

Stratégiák	Átlagos havi hozam (%)	A hozam szórása (%)	Sharpe-hányados	JK-statisztika	p-érték
<i>Az árfolyamkockázat fedezése nélkül</i>					
EQW	3,06	4,81	0,34	-1,07	0,14
MVP	3,05	4,30	0,37	-1,01	0,16
CET	3,21	4,59	0,39	-1,03	0,15
BST	3,21	4,41	0,40	-1,18	0,12
<i>Az árfolyamkockázat teljes fedezése esetén</i>					
EQW	3,33	4,97	0,38	-1,57	0,06
MVP	3,26	3,96	0,46	-1,75	0,04
CET	3,81	4,37	0,54	-2,09	0,02
BST	3,68	4,29	0,52	-1,99	0,02
<i>Feltételes fedezési stratégia alkalmazásával</i>					
MVP	3,23	4,02	0,45	-1,65	0,05
CET	3,43	4,86	0,41	-1,40	0,08
BST	3,29	4,79	0,39	-1,26	0,11
<i>Optimalizáló fedezési stratégia alkalmazásával</i>					
MVP	3,19	4,03	0,43	-1,55	0,06
CET	3,47	4,30	0,47	-1,80	0,04
BST	3,47	4,31	0,47	-1,80	0,04
Hazai portfólió (BUX)	4,62	13,84	0,23	-	-

**12. tábla** A vizsgált nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítménye az 1995. április és az 1999. január közötti időszakban

<sup>11</sup> A kutatás második szakaszában nem szerepeltettük az ERP stratégiát. Ennek az oka, hogy - amint az első vizsgálat eredményei is alátámasztották - Magyarország esetében nem várható látványos növekedés a stratégia teljesítményében. Ezt az magyarázza, hogy magyar tőzsdén olyannyira nagy volt a hozamok szórása a többi tőzsdéhez képest, hogy az általunk vizsgált periódusok zömében - eredeti definíciónknak megfelelően - az ennek megfelelő portfóliót előállítani sem tudtuk, hiszen - a fedezetlen eladások kizárása esetén - nem létezett olyan nemzetközi részvénykombináció, amelynek kockázata olyan nagy lett volna mint a magyar tőzszeindexé. Mindez nem jelenti azt, hogy az ERP módszertanilag a többi stratégiánál alacsonyabb rendű lenne, csupán azt, hogy esetünkben - a fent elmondottak miatt - nem várhattunk tőle jó teljesítményt.



A 12. táblában szereplő eredmények birtokában levonható az a következtetés, hogy a nemzetközi részvény kombinációk létrehozásával a magyar befektetők által tapasztalható legfontosabb előny a kockázat csökkenésében jelentkezik. Megfigyelhető ugyanakkor, hogy a magyar részvénytőzsiacra történő befektetés átlagos hozamát egyik nemzetközi befektetési stratégia sem volt képes túlszárnyalni (sőt elérni sem). A kockázat csökkenéséből származó hatás közgazdaságilag jelentős, ugyanis még a legkockázatosabb stratégia (az árfolyam kockázat teljes fedezésével előállított naiv portfólió) esetében is a hazai portfólió kockázatához viszonyítva 60 %-os kockázat csökkenést sikerült elérni. Ezzel eredményeink - ezen a ponton is - megerősítették a kutatás első szakaszában kapott eredményeket.

A kockázat egységére eső hozam tekintetében az árfolyam kockázat teljes fedezése melletti stratégiák szolgáltatták a legjobb eredményeket (a 12. táblában szereplő *Sharpe*-mutató minden egyes stratégia esetében akkor a legnagyobb, ha azt az árfolyam kockázat teljes fedezésével kombináljuk). A *Sharpe*-mutató értéke a teljesen lefedezett érintő (CET) portfólióra volt a legmagasabb.<sup>12</sup> Említésre érdemes, hogy az árfolyam kockázat teljes fedezése mellett megvalósított stratégiák közül a naiv portfóliót előállító, legegyszerűbb stratégiának a hazai portfólióhoz képest bekövetkező teljesítmény növekedése is szignifikáns (6 %-os szignifikancia szinten). Ugyanakkor az árfolyam kockázat fedezése nélküli stratégiák teljesítményének növekedése nem szignifikáns a szokásos 5 (10) %-os szignifikancia szinten. Ez utóbbi tényből nem szabad azonban elhamarkodottan pesszimista következtetéseket levonni, mert a *Jobson* és *Korkie*-féle *z*-próba - köztudottan alacsony ereje miatt - bizonyos esetekben látványos teljesítmény különbséget sem képes kimutatni.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup> A *Bugár/Maurer (1999d)* tanulmányban a 12. táblában szereplő stratégiák teljesítményét értékeltük a másodfokú sztochasztikus dominancia szabály segítségével is (pontosabban a *Sharpe*-mutatóval végzett teljesítmény értékelés alternatívájaként a másodfokú sztochasztikus dominancia szabálynak azt a *Levy* és *Kroll* (1978) által kifejlesztett változatát használtuk, amikor kockázatmentes letéti lehetőség megengedett). Ez utóbbi döntési kritérium alapján definiált hatékony halmaz a vizsgált stratégiák közül kizárólag a teljesen lefedezett érintő portfóliót tartalmazta, így megállapítható, hogy a sztochasztikus dominancián alapuló teljesítménymérés során is az említett stratégia produkálta a legjobb eredményt.

<sup>13</sup> A 12. tábla alapján kiszámítható, hogy a *Sharpe*-mutatóban bekövetkezett teljesítmény növekedés - az árfolyam kockázat fedezése nélküli nemzetközi stratégiák alkalmazásakor - még e leggyengébb teljesítmény mutató naiv portfólió esetében is közel 50 %-os. Ezt a közgazdaságilag közel sem elhanyagolható előnyt - e

A 12. táblában szereplő eredmények elemzéséből adódó legfontosabb következtetés, hogy magyar befektetők számára egy nemzetközileg diverzifikált részvény kombináció létrehozása már önmagában - az árfolyam kockázat fedezése nélkül is - drasztikusan csökkenti a hazai részvényt piacon tapasztalható kockázatot. Az empirikus elemzés figyelemre méltó eredménye, hogy az árfolyam kockázat fedezésének hatása nem elsősorban abban mutatkozik meg, hogy tovább csökkenti a befektetés kombinációk kockázatát, hanem növeli azok hozamát (a 12. táblából látható, hogy mindhárom fedezeti stratégiára a létrehozott portfólió átlagos hozama nagyobb, mint a neki megfelelő fedezés nélküli portfólióé). Ez annak köszönhető, hogy a vizsgált időszakban érvényes forward ráták túlbecsülték a forint leértékelésének mértékét.

A 13. táblából leolvasható, hogy az árfolyam kockázat fedezése nélküli esetben az optimális portfólió súlyok abban a négy országban (US, GB, D, CH) koncentrálnak, amelyek esetében a kockázat egységére eső hozam a legnagyobb. Az MVP-ben - a fentiekén túl - szerepet kap még Japán, mint befektetési célország, ami annak köszönhető, hogy szigetország és a többi vizsgált ország részvényindexe közötti korreláció a vizsgált időszakban viszonylag alacsony volt.

---

stratégiák esetében - azonban a próba segítségével nem tudtuk meggyőzően kimutatni. A fent említett problémák miatt *Eun és Resnick (1994)* arra kényszerültek (ugyanis az említett szerzők még az árfolyam kockázat fedezése esetén sem tudtak az általuk előállított portfóliók teljesítményében szignifikáns növekedést kimutatni), hogy a kapott teljesítmény különbséget más módon értékeljék. *Eun és Resnick* az egyes stratégiákat úgy rangsorolták, hogy az egyes stratégiákra az egyes tartási periódusokban előállított portfóliók *Sharpe*-mutatójának nagyságát tekintve felállítottak egy gyakorisági sorrendet (azaz az összes stratégia-párra megnézték, hogy az egyik stratégia *Sharpe*-mutatója hány esetben haladja meg a másik stratégia *Sharpe*-mutatóját).



	CAN	CH	D	FR	GB	HUN	JP	US
<i>Az árfolyamkockázat fedezése nélküli portfólió-kiválasztási stratégiák</i>								
MVP	0,02	17,99	25,31	0	16	0	7,25	33,44
CET	0	51,91	9,13	0	6,14	0,63	0,42	31,77
BST	0	34,66	17,38	0	10,68	0	1,29	36
<i>Az árfolyamkockázat teljes fedezése melletti stratégiák</i>								
MVP	7,23	6,21	5,95	0	21,62	0	9,99	49,01
CET	1,48	6,13	3,43	0,09	0,49	0,46	1,46	86,45
BST	3,43	5,56	6,15	0	6,70	0,05	3,91	74,20
<i>Feltételes fedezési stratégiák (az átlagos fedezési hányad zárójelben)</i>								
MVP	7,11 (100)	5,7 (97,83)	5,95 (100)	0 (0)	21,41 (100)	0 (-)	10,34 (0)	49,48 (100)
CET	1,59 (100)	7,44 (97,83)	3,11 (100)	0,02 (100)	0,28 (100)	0,39 (-)	1,41 (0)	85,75 (100)
BST	3,42 (100)	7,05 (97,83)	5,93 (100)	0 (0)	6,65 (100)	0 (-)	3,97 (0)	73 (100)
<i>Optimalizáló fedezési stratégiák (az átlagos fedezési hányad zárójelben)</i>								
MVP	6,4 (100)	7,2 (30,56)	7,8 (88,46)	0 (0)	20 (90,5)	0 (-)	10,4 (99,04)	48,2 (98,34)
CET	1 (100)	22,5 (6,67)	5,2 (55,77)	0 (0)	4,8 (0)	0 (-)	1,1 (90,11)	65,4 (96,94)
BST	1,4 (100)	19,4 (9,79)	5,2 (71,15)	0 (0)	4,4 (0)	0 (-)	1,5 (100)	68,1 (97,94)

**13. tábla** Az egyes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák által szolgáltatott átlagos befektetési arányok az 1995. április és az 1999. január közötti ex ante portfóliók felhasználásával

Az árfolyam kockázat fedezése mellett megvalósított stratégiák esetében az USA súlya - a fedezés nélküli esethez képest - megnőtt (pedig ez utóbbi esetben is az USA képviselte az optimális portfóliókban a döntő súlyt). Ennek eredményeként az Egyesült Államoknak az optimális portfóliókban képviselt részaránya legalább (közel) 50 %-ot tesz ki (az említett részarány a teljes fedezés mellett megvalósított CET esetében a legmagasabb, meghaladja a 86 %-ot). Ez az aránynövekedés úgy ment végbe, hogy a feltételes fedezési stratégia megvalósítása a vizsgált periódusok mindegyikében az árfolyam kockázat teljes fedezését támogatta (a 13. táblából látható, hogy az MVP, CET és a BST stratégia esetében megvalósított feltételes fedezési stratégiára kapott átlagos fedezési hányadok mindegyike 100 %). Az USA esetében az optimalizáló fedezési stratégia alkalmazása is az árfolyam kockázat szinte teljes fedezését igényelte (ugyanis a 46 periódusra kapott fedezési hányadok átlaga mindhárom stratégia esetében meghaladja a 96 %-ot). Az USA szerepének növekedésével (és a kapott közel 100 %-os fedezési hányaddal) kapcsolatban említésre érdemes, hogy a vizsgált időszakban az amerikai befektetés esetében volt

legnagyobb a kockázat egységére jutó, az árfolyam kockázat teljes fedezése melletti átlagos hozam.<sup>14</sup>

A három fedezési módszer esetében az egyes vizsgált stratégiák megvalósításával kapott portfóliók összetétele nagy hasonlóságot mutat. Ebből a szempontból kivételt képez a CET illetve a BST stratégia alkalmazása mellett megvalósított optimális fedezés, amelynek esetében Svájc átlagos részaránya a teljes- és a feltételes fedezés esetében képviselt súlyához képest megnőtt. Ez az aránynövekedés a svájci részvényindex (átlagban) viszonylag kis hányadának (6,67 % és 9,79 %) fedezése mellett az USA-beli befektetés részarányának csökkenése árán valósult meg.

---

<sup>14</sup> A fentiek a 9. tábla segítségével könnyen ellenőrizhetők.



#### 4. HAZÁNK HELYE ÉS SZEREPE A TŐKEÁRAMLÁS NEMZETKÖZI RENDSZERÉBEN: TÉNYEK ÉS KILÁTÁSOK

Hazánkban a központi tervezésre épülő gazdaságból a piacgazdaságba történő átalakulás folyamata olyan nemzetközi környezetben megy végbe, amelyet az elkülönült nemzeti piacokból a globalizálódás irányába történő elmozdulás jellemez. Ez azt jelenti, hogy gazdaságunknak egyszerre kellett és kell megbirkóznia a fejlett piacgazdaság intézményrendszerének kiépítésével és hatékony működtetésével járó feladatokkal, valamint azokkal a kihívásokkal, amelyeket a gazdasági folyamatok nemzetközivé válása állít elénk. Ez utóbbi kihívások nagy része az Európai Unióhoz való csatlakozásunkhoz kötődik.

A folyamatok és az ezekkel együtt járó problémák országhatárokat átlépő, illetve nemzeti kereteket meghaladó jellege a gazdaság és a társadalom minden területén érezteti hatását, így nem hagyja érintetlenül a pénzügyi szférát sem. A pénzügyi szolgáltatások területén végbement hatalmas innováció, a tranzakciós költségek csökkenése lehetővé tette a nemzetközi tőkeáramlás és a befektetések nemzetközi kiszélesítése útjában álló akadályok leküzdését. Ennek megvalósulását nagymértékben elősegítették az egyes országok kormányzatának azon intézkedései, amelyek a tőkemozgások liberalizálására irányultak.

A közép-európai országokban - így Magyarországon is - a piacgazdaságba történő átalakulási folyamat során kulcskérdés volt a pénzügyi rendszer kialakításának módja. Ennek legfontosabb elemei a pénzügyi intézmények, a pénzügyi folyamatok szabályozási és felügyeleti rendszere, valamint a kormányzat politikája a pénzügyi rendszer stabilizálásában és a folyamatok kontrollálásában. Bár hazánkban a pénzügyi rendszer reformja - a kettős bankrendszer megteremtésével - már a 80-as évek végén elkezdődött, a 90-es években nem kis feladatokat kellett megoldani.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> A dolgozat keretei között nem célom a pénzügyi rendszer kialakításának kérdéseivel foglalkozni, csupán az általam vizsgált témához - nevezetesen a tőkemozgás liberalizálásához - kapcsolódó részleteket szeretném felvázolni. A pénzügyi rendszerek kialakítását érintő elméletek naprakész áttekintése, valamint a közép-európai országokban az 1990-96 közötti időszakban szerzett tapasztalatoknak az összefoglalása megtalálható *Hermes és Lensink (2000)* valamint *Scholtens (2000)* tanulmányában. A magyarországi pénzügyi rendszer

A piacgazdaság pénzügyi rendszerének kialakítását érintő feladat volt a tőzsde és a tőkeáramlás intézményrendszerének megteremtése Magyarországon.

A Budapesti Értéktőzsde (BÉT) egyike a fejlődésben lévő közép-európai tőzsdéknek. Hazánkban a tőzsde tradíciója a 19. századra nyúlik vissza. A Budapesti Áru- és Értéktőzsdét 1864-ben alapították. Ez kapitalizációját tekintve a maga idejében Európa egyik legnagyobb tőzsdéje volt. 1948-ban a kormány megszüntette, majd miután az 1990. évi értékpapírtörvény megteremtette a tőzsde működésének jogi feltételeit, nyitotta meg újra kapuit a BÉT. Az átalakulási folyamattal együtt járó nehézségek ellenére a tőzsde gyorsan fejlődött. Folyamatosan növekedett a napi átlagos forgalom, ami 1990-ben még csak 33,8 millió forint volt, 1998-ban pedig már meghaladta az 55 milliárd forintot (Éves jelentés, 1998 - Budapesti Értéktőzsde). A 14. tábla a BÉT fontosabb adatait tartalmazza az 1990-98 közötti időszakban.

	1990 <sup>2</sup>	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Bevezetett értékpapírok száma	6	22	40	62	120	166	167	149	144
Bevezetett részvények száma	6	20	23	28	40	42	45	49	55
Kapitalizáció (milliárd forint)	16,4	53,6	201,9	457,7	883,8	1221,3	2390,9	5115,2	5470,0
Részvénytőzsdéi kapitalizáció	16,4	38,2	47,2	81,7	181,5	327,8	852,5	3052,5	3020,1
Átlagos napi forgalom (millió forint)	33,8	40,1	133,6	736,9	838,2	1016,8	4618,7	27272,5	55 836

14. tábla A Budapesti Értéktőzsde főbb adatai (1990-1998)

Forrás: Éves jelentés, 1998 (BÉT)

A teljes piaci kapitalizáció 1999-re 7305,8 milliárd forintra növekedett. Az utóbbi 3 évben a részvénytőzsdéi kapitalizáció a teljes piaci kapitalizáció kb. 60 %-át kitevő értékben stabilizálódott. Említésre érdemes, hogy amíg részvénytőzsdéi kapitalizáció 1995-ben a GDP-nek alig 6 %-át tette ki, addig ez az érték 1998-ra megközelítette a 30 %-ot.<sup>3</sup>

---

kiegészítésének problémáit, a folyamatok szigorú szabályozásától azok liberalizálásáig vezető útnak az állomásait tekintette át *Surányi György* a Nemzetközi Kereskedelmi Kamara budapesti kongresszusán elmondott beszédében (*Surányi (2000)*).

<sup>2</sup> A táblában szereplő adatok minden esetben év végiek.

<sup>3</sup> *Scholtens (2000)* tanulmányában a fenti mutatónak 12 fejlett országra számított átlaga 1995-ben 62,2 % volt.



A BÉT 1996 júliusában fejlődésének fontos állomásához érkezett. Ekkor vezették ugyanis be Budapesten - a közép-európai régió tőzsdéi közül elsőként - az első külföldi értékpapírt. Szintén a BÉT volt az első a régióban, amely létrehozta a szabványosított határidős piacot. 1995. március 31-én kezdődött meg a határidős kereskedés a BUX-ra, három fő devizanemre (az amerikai dollárra, a német márkára és az ECU-ra) és a három hónapos lejáratú kincstárjegyekre.

Az értékpapír-kereskedelem szabályozási környezetének fejlesztését szolgálta az új értékpapírtörvény (1996. évi CXI. törvény), amely 1997. január 1-jén lépett hatályba. Az új törvény megalkotásának az volt az indoka, hogy a tőkepiac intézményeivel szemben egyre magasabb befektetői elvárások jelentkeztek (többek között a befektető-védelem erősítésének követelménye). Amellett, hogy az értékpapírokba történő befektetés a magyar befektetők körében is a kezdeti „kuriózum”-ból mindennapos gyakorlattá vált, hazánkban nagy számban jelentek meg a külföldi befektetők, közöttük jelentős intézményi befektetők. Ez utóbbiak hasonló színvonalú szabályozási környezetet és biztonságot igényeltek, mint amelyet hazájukban megszoktak. A fentieken túl, Magyarországnak az Európai Unióhoz való csatlakozási szándéka (és a csatlakozással kapcsolatos jogharmonizáció) is megkövetelte, hogy „a tőkepiac szabályozása elveiben, színvonalában és a befektetőknek nyújtott biztonságában közelítse, illetőleg érje el azt a szintet, amelyet az Európai Unió a tagállamok szabályozásától megkövetel”<sup>4</sup>.

Az értékpapírtörvénnyel összhangban a BÉT-en három szekció működik: vállalati értékpapír-, állampapír- és származékos szekció. A vállalati értékpapír-szekcióban részvények, vállalati kötvények, befektetési és kárpótlási jegyek kereskedése folyik. Az állampapír szekció a kincstárjegyek és az államkötvények piaca, míg a származékos szekcióban a szabványosított határidős kereskedés zajlik. A származékos szekció fejlesztésének újabb állomása a szabványosított opciós kereskedés beindítása volt.

A magyar befektetők számára a külföldi értékpapírok megszerzését a devizakódex (1995. évi XCV. törvény) valamint annak végrehajtási rendeletei szabályozzák. Általában külföldi értékpapírok belföldi forgalomba hozatalához devizahatósági (MNB) engedély szükséges. Ez az engedély egyúttal elegendő ahhoz, hogy a szóban forgó értékpapírt a magyar

---

<sup>4</sup> Az idézett rész az Épt. indoklásából származik.

befektetők (devizabelföldiek) itthon az elsődleges forgalmazás során megvásárolhassák. A másodlagos forgalomban azonban - a kibocsátást követő adásvételek során - devizabelföldi külföldön csak devizahatósági engedéllyel vásárolhat külföldi által kibocsátott értékpapírt, és belföldön is, ha az eladó devizakülföldi.

A 92/1996. Kormányrendelet részben feloldotta a fent említett korlátozásokat. A hivatkozott rendelet szerint a magyar befektetők devizahatósági engedély nélkül is megvásárolhatják a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezethez (OECD) tartozó kormányok által kibocsátott, egyéves vagy annál hosszabb lejáratú kötvényeket, az említett országokban székelő külföldi vállalkozások részvényeit, továbbá egyéves vagy annál hosszabb futamidejű kötvényeit. Ezeknek az értékpapíroknak a magyarországi forgalomba hozatalához, a másodlagos forgalomban történő megvásárlásához nem kell devizahatósági engedély, történjen az akár belföldön, akár külföldön, amennyiben az adott külföldi vállalkozást, illetve az általa kibocsátott értékpapírt valamelyik nemzetközi hitelminősítő intézmény legalább a befektetésre ajánlott kategóriába sorolta (és ezt az MNB a Pénzügyi Közlönyben közzétette). Ha azonban a devizabelföldi e liberalizált körbe tartozó értékpapírok valamelyikét külföldön szeretné megvásárolni, akkor az ügylethez devizabelföldi értékpapír-forgalmazó közvetítését kell igénybe vennie. Tekintve, hogy a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezetnek<sup>5</sup>, amely 29 tagot számlál, valamennyi fejlett tőkepiaccal rendelkező ország tagja (így az értekezésben vizsgált országok is), így szabályozási oldalról gyakorlatilag nincsenek korlátai annak, hogy egy magyar befektető befektetéseit nemzetközileg diverzifikálja.

A külföldi befektetők és a befektetési alapok megjelenésének és növekvő érdeklődésének köszönhetően 1993 végétől jelentősen emelkedett a közép-európai térség tőzsdéinek forgalma és az e tőzsdéken jegyzett részvények árfolyama. Úgy tűnik, hogy a külföldi befektetők a régió tőzsdéit egy egységes közép-európai piacként kezelik. (Ez utóbbi dolog sajnos 1998 őszén, az orosz krízist követően is érződött, amikor a külföldi befektetők térségünkben komoly részvényeladásokat eszközöltek.)

---

<sup>5</sup> Az OECD tagjai: Ausztrália, Ausztria, Belgium, Kanada, Csehország, Dánia, Finnország, Franciaország, Németország, Görögország, Magyarország (1996 óta), Izland, Írország, Olaszország, Japán, Korea, Luxemburg, Mexikó, Hollandia, Új-Zéland, Norvégia, Lengyelország, Portugália, Spanyolország, Svédország, Svájc, Törökország, Egyesült Királyság, USA.



A fentiek alapján a Budapesti Értéktőzsde úgy döntött, hogy a régió értékpapíripiacainak ármozgását tükröző közép-európai részvényindexet (CESI) számít és publikál. A CESI-t hivatalosan 1996. február 1-től kezdődően vezette be a BÉT. Ennek kosarában kezdetben csak három részvénytőzsről (Budapest, Varsó, Prága) kiválasztott társaságok részvényei szerepeltek. Az index később kibővült a ljubljanoi és pozsonyi értéktőzsdékről kiválasztott részvényekkel, így 1999. május 3-tól kezdődően a CESI kosarában a régió 44 értékpapírja szerepelt. A 15. tábla a CESI kosarának az 1999. áprilisi felülvizsgálat során kialakult felépítését és a benne szereplő részvények, valamint a térség piacainak (akkori) kapitalizációját tartalmazza.

Piacok <sup>6</sup>	Társaságok száma		Kapitalizáció (millió USD)		Piac/ Összes piac %	CESI kosár/ CESI összesen %	
	Összesen	A CESI kosarában	Összesen	A CESI kosarában			Piac %
Budapest	63	14	12637,8	8350,4	30,44	30,60	66,07
Pozsony	9	3	475,5	367,4	1,15	1,35	77,27
Ljubljana	27	5	2413,3	1533,2	5,81	5,62	63,53
Prága	89	5	8255,8	5456,1	19,88	19,99	66,09
Varsó	174	17	17736,7	11583,5	42,72	42,45	65,31
Összesen	362	44	41519,1	27290,6	100,00	100,00	65,73

15. tábla A CESI felépítése és az indexben szereplő közép-európai országok tőzsdei kapitalizációja

Forrás: Éves jelentés, 1998 (BÉT)

A CESI kapitalizáció súlyozású, USD-alapú részvényindex (bázisa 1995. június 30-án 1000 pont). Kosarába csak azok a legnagyobb kapitalizációval és likviditással rendelkező társaságok kerülhetnek, melyek részvényeit külföldiek is vásárolhatják és az adott öt közép-európai tőzsde valamelyikén, a hivatalos tőzsdei kategóriákban kerültek bevezetésre.

A befektetési alapokról szóló törvény megalkotásával (1991. évi LXIII. törvény) Magyarországon is megnyílt a lehetőség a külföldön nagy népszerűségnek örvendő befektetési alapok létrehozása előtt. E törvény szabályozza az alapok létrehozásával,

<sup>6</sup> 1999. március 31-i állapot.

működésével kapcsolatos kérdéseket és megteremtette tevékenységük többszintű ellenőrzésének lehetőségét.

Erre a háttérre épülve dinamikusan nőtt hazánkban a befektetési alapok száma és az általuk kezelt tőke nagysága. A Befektetési Alapkezelők Magyarországi Szövetségének (BAMOSZ) 2000. márciusi adatai alapján a hazai befektetési alapok nettó eszközértéke meghaladta az 550 milliárd forintot.<sup>7</sup> Ezzel párhuzamosan sokszínűbb lett az alapok által kínált befektetések köre is. A kötvényalapok megtartották ugyan vezető helyüket a kezelt tőke nagyságát tekintve, de gyors ütemben jöttek létre a vegyes, részvény- és a pénzpiaci alapok. Az alapok típusát tekintve a legszembevetőbb változás a nyílt- és zártvégű alapok arányának átrendeződése. A 90-es évek elején - elsősorban adózási szempontok miatt - egyeduralkodó zártvégű befektetési alapok szinte teljesen eltűntek és átadták a helyüket a rugalmasabb, likvidebb befektetési formát kínáló nyíltvégű alapoknak. Ez utóbbiak a nettó eszközérték tekintetében már a befektetési jegyek piacának több mint 95 %-át képviselik.

A dolgozatban vizsgált téma szempontjából különösen fontos szerepet játszanak a hazánkban bejegyzett, de külföldön befektető alapok, mert egy kisbefektető számára egy nemzetközileg diverzifikált portfólióhoz történő hozzájárulás lehetőségét képviselik. Ez utóbbi, ún. nemzetközi alapok közel 35 milliárd forintnyi részesedésükkel a hazai alapok nettó eszközérték állományának több mint 6 %-át teszik ki. A 16. tábla a hazánkban bejegyzett külföldre befektető alapok nettó eszközértékét mutatja.<sup>8</sup>

---

<sup>7</sup> Ez utóbbi érték 1994 végén mindössze 36 milliárd forint volt.

<sup>8</sup> A fenti táblázatot a BAMOSZ által rendelkezésemre bocsátott adatok felhasználásával készítettem. A táblában szereplő adatok 2000. március 31-i állapotot tükröznek.



Alap neve	Besorolás	Nettó eszközérték (Ft)
Monéta Nemzetközi Kötvény	nemz. kötvény	519 935 388
Budapest Nemzetközi Kötvény	nemz. kötvény	585 684 891
CA Devizakötvény	nemz. kötvény	1 142 278 571
Hunnia Deviza Kötvény	nemz. kötvény	293 224 929
MKB Nemzetközi Kötvény	nemz. kötvény	479 420 843
Procent V. Nemzetközi Kötvény	nemz. kötvény	14 656 093
Aranypolgár V. Nemz. Kötvény	nemz. kötvény	509 877 922
<b>Nemzetközi kötvényalapok összesen:</b>		<b>3 545 078 687</b>
Monéta Nemzetközi Részvény	nemz. részvény	878 682 806
ABN-Amro Unió Nemz. Részvény	nemz. részvény	3 558 205 276
Budapest Nemzetközi Részvény	nemz. részvény	9 534 837 954
CA Devizarészvény	nemz. részvény	2 121 550 060
CA Közép-Európai Részvény	nemz. részvény	1 932 406 515
CA Selecta Európai Részvény	nemz. részvény	878 734 707
Hunnia IV. Deviza	nemz. részvény	924 100 075
ING Globális Részvény	nemz. részvény	1 142 204 123
MKB Európai Részvény	nemz. részvény	1 196 314 387
OTP Platina Nemz. Részvény	nemz. részvény	3 160 222 741
Aranypolgár VI. Nemz. Részvény	nemz. részvény	932 054 892
<b>Nemzetközi részvényalapok összesen:</b>		<b>30 078 073 064</b>
CIB Nemzetközi Értékpapír	nemz. vegyes	416 788 039
Zürich Deviza	nemz. vegyes	782 403 686
<b>Nemzetközi vegyes alapok összesen:</b>		<b>1 199 191 725</b>

16. tábla Külföldre befektető magyarországi alapok

A táblában szereplő valamennyi alap nyíltvégű és nyilvános. A külföldre befektető alapok közötti tőke megoszlása tekintetében a döntő súlyt a nemzetközi részvényalapok képviselik. Ez utóbbiakban az összes nettó eszközérték 86 %-a (több mint 30 milliárd Ft) összpontosul. A fentiekből leszűrhető az a következtetés, hogy - szemben az a hazai piacon tapasztalható befektetési tendenciákkal<sup>9</sup> - a külföldre befektető alapok érdeklődése a részvény-portfóliók felé fordul.

<sup>9</sup> Ugyanis, míg a befektetési alapok összes nettó tőkeértékének körülbelül 70 %-át teszik ki a hazai kötvényalapok, addig a hazai részvényalapok részesedése mindössze 5 %-os.

Bár a külföldre befektető alapoknak egyelőre kicsi a részesedése, a befektetési alapok hazai térnyerésével és dinamikus fejlődésével párhuzamosan, jelentőségük egyre nő. Ezt jelzi, hogy egy év alatt több mint 60 %-kal nőtt az általuk kezelt tőkeállomány, ugyanis 1999 áprilisában a külföldre befektető alapok nettó eszközértéke még alig több mint 21,5 milliárd forint volt. Ez a hazai befektetések nemzetközi kiszélesítése szempontjából - a jövőre nézve - bizalomra okot adó tendenciát képvisel.

A 6. ábra a Befektetési Alapkezelők Európai Szövetsége (FEFSI) által, 1998-ban végzett felmérés eredményeit tükrözi.<sup>10</sup> Az ábra tulajdonképpen egy „befektetési térkép”, ahol a különböző országokat az egyes országokban működő befektetési alapok összes nettó eszközértékének két dimenzió szerinti bontása alapján helyezték el. Az egyik dimenzió azt mutatja, hogy milyen arányban oszlik meg az adott országbeli teljes portfólió a hazai illetve a nemzetközi értékpapírokba fektető alapok között. A másik dimenzió a részvény- és kötvényalapok súlyát illetve egymáshoz viszonyított arányát fejezi ki.

Látható, hogy Németország a fenti módon konstruált befektetési térképnek nagyjából a közepén helyezkedik el. Ez egyrészt azt fejezi ki, hogy a német befektetési alapok teljes portfóliójából a hazai és a nemzetközi értékpapírokba fektető alapok körülbelül egyenlő arányban részesednek (egyik dimenzió), másrészt azt mutatja, hogy a kötvény- és részvényalapoknak nagyjából megegyező a súlya (másik dimenzió). Megfigyelhető, hogy Magyarország - több Európai országhoz hasonlóan, bár ezekhez képest még szélsőségesebb helyzetet elfoglalva - e térképnek abban a „kilencedében” helyezkedik el, amely egyrészt a hazai értékpapírok dominanciáját fejezi ki a nemzetközi értékpapírokkal szemben, másrészt pedig a kötvényalapok döntő súlyát mutatja a részvényalapokhoz viszonyítva. Mindez persze nem mond ellent annak a napjainkra kialakult és a korábbiakban említett tendenciának, hogy hazánkban ma a nemzetközi értékpapírokba befektető alapok döntő részben részvényalapok. Említésre érdemes, hogy míg a befektetések nemzetközi diverzifikációja tekintetében Európa megelőzi a világ-átlagot, addig az európai befektetési alapok portfóliójában a kötvények a részvényeknél nagyobb súlyt képviselnek, míg világ viszonylatban a kötvény- és részvény-portfóliók súlya nagyjából egyenlő. Svájcnak és Hong Kong-nak a befektetési térképnek a nemzetközi

<sup>10</sup> A fenti ábrát *Fatér Gyula* (akinek köszönettel tartozom a befektetési alapokra vonatkozó adatokért és információkért), a BAMOSZ elnöke bocsátotta rendelkezésemre.



értékpapírok és a részvény-portfóliók dominanciáját jelképező „kilencedében” történő elhelyezkedése azzal magyarázható, hogy ezek a világ pénzügyi központjai, ahol a hozamnövelésre törekvő - így nagyobb kockázatot vállaló - külföldi befektetők és a külföldre befektető alapok nagy számban és döntő súllyal vannak jelen.

	Hazai értékpapírok	Nemzetközi értékpapírok	
Kötvény	♦ Magyarország ♦ Görög. ♦ Olasz. ♦ Francia.	Ausztria	
	♦ Európa ♦ Világ ♦ USA	♦ Németo.	
Részvény	♦ Svéd.	♦ Egyesült Királyság	♦ Svájc ♦ Hong Kong

6. ábra Különböző országok elhelyezkedése a „befektetési térképen”

Forrás: FEFSI

Úgy gondolom, a fentiek meggyőzően érzékeltetik, hogy a tőkeáramlás intézményrendszerének és a tőkefolyamatok szabályozási környezetének megteremtésében viszonylag rövid idő alatt nagy utat tett meg a magyar gazdaság. Napjainkra a tőzsdei befektetés, az értékpapírok vásárlása a kisbefektetők számára kezdeti „kuriózum” mivoltából mindennapos gyakorlattá lépett elő. Ugyanez még nem mondható el a befektetések nemzetközi kiszélesítéséről. Ez nem meglepő, hiszen a tőkekivitel liberalizálása - a hivatkozott kormányrendelettel - csak 1996-ban kezdődött el. Mindenesetre a külföldre befektető befektetési alapokon keresztül történő közvetett tőke kivitel a magyar befektetők számára napjainkban a befektetések nemzetközi diverzifikálásának tényleges, kis tranzakciós költségekkel megvalósítható lehetőségét képviseli. A külföldre befektető alapok nettó tőkeállományának növekedése a befektetések nemzetközi diverzifikációja által kínált előnyök tényleges kihasználása céljából - a jövőre nézve - bizalomra ad okot.

A magyar gazdaság számára újabb kihívást jelent az Európai Monetáris Unió létrejötte és az új, közös európai pénz, az euró bevezetése. 1999. január 1-től kezdődően az Európai Unió tizenegy országában<sup>11</sup>, az előbbi országok fizetőeszköze és az euró közötti átváltási árfolyamok visszafordíthatatlan rögzítése nyomán - egyelőre az átutalásos fizetési körben - jelent meg az euró.<sup>12</sup> Emellett megkezdtek működésüket az egységes monetáris politika megvalósításához szükséges intézmények (az Európai Központi Bank és a Központi Bankok Európai Rendszere), így a résztvevő országok között tovább erősödik az integráció a pénzügyi piacokon és a gazdasági élet egyéb területein.

Az euró bevezetése befektetői szempontból azt jelenti, hogy a Monetáris Unió tagországai között megszűnik a külföldi befektetésekhez kapcsolódó árfolyamkockázat. Ez egyúttal azzal jár, hogy megszűnik az a lehetőség is, hogy a tagországok gazdaságpolitikai eszközként - fizetési mérlegük javítására, exportösztönzésre - használják az árfolyamot. Magyarországnak az Európai Unióhoz való csatlakozás elnyeréséhez meg kell felelnie bizonyos monetáris politikai követelményeknek. Ezek közül a legfontosabbak az MNB függetlenségének biztosítása és a szabad tőke mozgásokkal kapcsolatos összes korlátozás megszüntetése, tehát a tőke mozgás teljes liberalizálása. A EU tagság elnyerését követően - az Európai Monetáris Unióhoz<sup>13</sup> való csatlakozással - az euró-övezet piacán a közös valuta használatával, az árfolyamkockázat megszűnésével egy időben éles versenyre kell felkészülni. Ez a gazdasági hatékonyság fokozását követeli, mert a kormányzat - a versenyképesség javítása érdekében - majd nem élhet a valutaleértékelés eszközével. A jövőt tekintve - mint mindig - sok a bizonytalanság, azonban egy bizonyos: csak a tőkefolyamatok teljes liberalizálásával összefüggő versenyhelyzet készítheti a magyar piacot hatékony fejlődésre.

---

<sup>11</sup> A fentiek a Európai Monetáris Unió tagországai, amelyek a következők: Ausztria, Belgium, Finnország, Franciaország, Hollandia, Írország, Luxemburg, Németország, Olaszország, Portugália és Spanyolország.

<sup>12</sup> Az euró készpénzként történő bevezetésére, a nemzeti bankjegyek és érmék forgalomból való kivonására - a tervek szerint - 2002. július 1-ig kerül sor. Az Európai Monetáris Unióval és euró bevezetésével kapcsolatos elméleti összefüggések és gyakorlati tudnivalók jó összefoglalása található az MNB honlapján: [www.mnb.hu/hungarian/9\\_euro/euroelm.htm](http://www.mnb.hu/hungarian/9_euro/euroelm.htm)

<sup>13</sup> Magyarország EU tagságának - az Európai Bizottság által 1997 nyarán közzétett, a csatlakozás feltételeit rögzítő „Agenda 2000” értelmében - nem feltétele a Monetáris Unió kritériumainak (a maastrichti konvergencia-kritériumok) teljesítése.



## 5. ÖSSZEFOGLALÁS, A KUTATÓMUNKA TÉZISEI

A dolgozatban Magyarország befektetőinek nézőpontjából vizsgáltam a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó potenciális előnyöket. A kutatást tehát a tőkeáramlás azon irányának elemzése motiválta, amikor a magyar befektetők a hazai tőkepiacról kilépnek a külföldi piacokra. A befektetések nemzetközi kiszélesítéséből adódó hatások számszerűsítése céljából végrehajtott empirikus elemzés első szakaszában a vizsgálat 17 ország tőzsdeindexe által reprezentált részvény-portfóliókra terjedt ki. A második szakaszban - a kutatás első szakaszának tapasztalatai alapján - 8 országra szűkítettem le az elemzésbe bevont országok körét.

Annak, hogy az egyedi részvényekbe történő befektetésekre épülő ún. aktív diverzifikáció helyett az egyes országok indexei által reprezentált részvény-portfóliókba történő passzív diverzifikáció eredményességét elemeztem, az oka, hogy a vizsgált indexek mindegyike adott országbeli részvényalap reprezentálására alkalmas. Ennek azért van jelentősége, mert a befektetési alapok tekinthetők a nemzetközi tőkeáramlás legfontosabb médiumának. A fentiekén túl, ez a szerzőnek azt a „hitvallását” is kifejezi, miszerint jobban bízik a statisztikai alapon megvalósított diverzifikációban, mint az ún. „stock picking”-ben.

A nemzetközi befektetés kombinációknak a hazai tőzsdeindex által reprezentált befektetéssel való összehasonlításához a *Markowitz*-féle hozam-kockázat hatékonysági kritériumot, az említett portfóliók teljesítményének méréséhez pedig - ezzel összhangban - a *Shape*-téle mutatót használtam fel. A nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményét mind ex post mind ex ante alapon értékeltem. *Eun/Resnick (1994)* és *Liljeblum/Löflund/Krokfors (1997)* munkáját követve megvizsgáltam az ún. naív, a minimum-variancia és az érintő portfóliókat szolgáltató stratégiákat. Az egyes tőzsdeindexek várható hozamai becslésének „finomítására” elvégeztem a *Bayes-Stein* transzformációt. Ezen kívül elméletileg és empirikusan azt a nemzetközi stratégiát is elemeztem, amely a *Markowitz*-i értelemben hatékony portfóliók közül a hazaival megegyező kockázatút választja ki. Ez utóbbi portfóliót ERP-nek neveztem. Az ex ante stratégiák értékelésénél figyelembe vettem a havi rendszeres portfólió felülvizsgálat hozamcsökkentő hatását. Megvizsgáltam azt is, hogyan módosítja a fent említett stratégiák teljesítményét a devizaárfolyam kockázat fedezése.

kutatómunka eredményei a következő tézisekben összegezhetők:

1. A kutatás módszertani eredménye annak bizonyítása, hogy az ERP stratégia által szolgáltatott befektetési arányok a várható hozamok becslésére szolgáló *Bayes-Stein-féle* transzformáció alkalmazása után nem módosulnak, más szavakkal ***az ERP stratégia invariáns a Bayes-Stein transzformációval szemben.*** Ennek az a jelentősége, hogy e stratégia alkalmazása esetén (lévén, hogy a hagyományos paraméterbecslés ugyanolyan eredményeket biztosít) megtakaríthatók a fenti bonyolultabb becslési eljárásból származó erőfeszítések.
2. Az ex post elemzés során feltártam, hogy a nemzetközi portfólió diverzifikációból származó potenciális előny a magyar befektetők számára a kockázat jelentős csökkenésében öltött testet. A számítások azt igazolták, hogy a vizsgált nemzetközi részvény-portfóliók szórása a hazai részvényt piacon tapasztalható hozamok szórásának - a legkockázatosabbnak bizonyult befektetési stratégia esetében is - csak legfeljebb 35 %-át tette ki.
3. A vizsgált portfólió-kiválasztási stratégiák teljesítményének ex ante módon történő értékelése során ~~az~~ az eredmény adódott, hogy ***a magyar befektetők számára*** - az ex post vizsgálatokkal megegyezően - ***a nemzetközi portfólió diverzifikáció által nyújtott legfőbb előny a kockázat nagymértékű csökkenésében jelentkezik.*** Az empirikus elemzés mindkét szakaszának az egyes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák tényleges múltbeli teljesítményének vizsgálatán nyugvó eredményei szerint e befektetés kombinációk hozamának szórásában - a hazai részvényt piacon tapasztalható hozamok szórásához viszonyítva - még a legkockázatosabbnak számító stratégia esetében is 60 %-os csökkenést sikerült elérni. Annak ellenére, hogy minden vizsgált nemzetközi stratégia esetében az átlaghozam kisebb volt mint a hazai portfólió (BUX) átlagos hozama, minden esetben javulás mutatkozott a *Sharpe*-mutatóval mért teljesítményben. A nemzetközi stratégiák teljesítményében bekövetkezett növekedés - az ERP stratégia kivételével - statisztikailag szignifikánsnak adódott. A várható hozamok



becslésének a *Bayes-Stein* módszer segítségével történő „finomítása” szintén jó eredményeket hozott.

4. Említésre méltó, hogy a vizsgálat első szakaszában a minimális kockázatú portfóliót előállító stratégia mutatta a legjobb teljesítményt, és erre a stratégiára regisztrálhattuk a rendszeres havi portfólió felülvizsgálattal járó, a befektetési arányokban bekövetkezett legkisebb átlagos változást. A minimum-variancia portfólió különösen jó teljesítménye annak tulajdonítható, hogy előállítása kiküszöböli a várható hozamok előrejelzésének bizonytalanságában rejlő kockázatot. A vizsgálat második szakaszában ugyanakkor az árfolyamkockázat teljes fedezése mellett megvalósított CET stratégia szolgáltatta a legjobb eredményeket. A fenti eredmények birtokában nem lehet egy konkrét stratégia megvalósítása mellett érvelni. Le kell szögezni, hogy a kutatásnak és a vizsgálatok módszertani kivitelezésének nem az volt a célja, hogy az egyes nemzetközi portfólió-kiválasztási stratégiák közötti választást elősegítse, hanem az, hogy a nemzetközileg diverzifikált portfólióknak a hazai portfólióhoz viszonyított teljesítményét értékelje.
5. Annak ellenére, hogy a fedezeti ügyletek javulást eredményeztek a nemzetközileg diverzifikált portfóliók teljesítményében, *a devizaárfolyam kockázat fedezése a magyar befektetők esetében* - más szerzők, elsősorban az amerikai tőkepiacra kapott eredményeitől eltérően - *a fedezés nélküli esethez képest nem csökkentette tovább a nemzetközi befektetés-kombinációk kockázatát*. Ez - ahogyan a kutatásban kimutattuk - annak volt köszönhető, hogy a vizsgált nemzetközi befektetés kombinációk kockázatának döntő része az egyes befektetési célországok tőzsdéi hozamának ingadozásából származott, a devizaárfolyamok ingadozásából származó hányad ehhez képest kisebb jelentőségű volt.

A fentiek alapján levonható az a végső következtetés, hogy a részvény-befektetések nemzetközi kiszélesítése - a hazai részvényt piacon tapasztalható kockázat nagyarányú csökkenése és a portfóliók teljesítményének növekedése miatt - előnyös a magyar befektetők számára. Említésre érdemes, hogy vizsgálatainkban azt tapasztaltuk, hogy egy nemzetközileg diverzifikált részvény-portfólió létrehozása deviza határidős kontraktusok nélkül is alkalmas a kockázat jelentős részének kiküszöbölésére. Annak ellenére, hogy a fedezeti stratégiák a vizsgált időszakban a fedezés nélküli stratégiáknál jobb teljesítményt mutattak, - tekintve, hogy alkalmazásuk elsődleges célja a kockázat csökkentése és gyakorlati alkalmazásuk a deviza piacok nagymértékű „szakértelmét” igényli - pusztán a dolgozatban prezentált elemzés alapján nem lenne helyes felhasználásuk mellett állást foglalni. E döntés nagy súlya miatt a gyakorlatban a fedezés lehetőségével élni kívánó, külföldre befektető alapok nagyon gyakran külön szakértői céget bíznak meg pozícióik fedezésével.

Valószínű, arra az időszakra még várni kell, amikor a magyar befektetők „sokaságának” a londoni, frankfurti, New York-i, Tokyo-i tőzsdén vagy akár a szomszédos közép-kelet-európai tőzsdéken tapasztalt befektetési attitűdjét elemezhetjük. A kutatás során feltárt előnyök realizálhatósága szempontjából a deviza- és értékpapírpiacon érintő szabályozások (különös tekintettel az OECD országokban történő értékpapír vásárlás liberalizálására) és a külföldre befektető alapok tőkeállományának növekedése bizalomra okot adó tendenciát jelentenek. Úgy gondolom, hogy ezek az alapok - a fejlett országokban tapasztaltakhoz hasonlóan - a hazánkból kifelé irányuló tőkeáramlás legfontosabb közvetítői lesznek.

Végül ismét hangsúlyozni szeretném azt a kutatás során kialakult meggyőződésemet, hogy a befektetéshez - lévén, hogy az a spekulációtól eltérően hosszabb távra szól - jól meghatározott alapelvek és ezeknek megfelelő befektetési döntési kritérium szükséges. A befektetési folyamat egyes lépéseit - a befektetési döntési kritérium megalkotásától kezdve, a szükséges információk megszerzésén és az alkalmazandó befektetési stratégián keresztül a teljesítmény értékeléséig - össze kell hangolni. A fenti meggyőződésemet tükrözi a dolgozat módszertani részének felépítése és az empirikus kutatás megvalósításának módja, amelyben az említett összhangot a *Markowitz*-féle hatékonysági koncepció alkalmazásával érvényesítettem.



A vizsgálatok a jövőben a magyar (és a német) befektetők mellett kiterjeszthetők a közép- és kelet-európai régió befektetőire és ezekre az országokra, mint befektetési célországokra is. Az elemzésre alkalmazandó idősorok hosszának növekedésével lehetővé válik az utóbbi fejlődő tőkepiacok „fejlődési pályájának” összehasonlítása a fejlett tőkepiacokat jellemző növekedési trendekkel. A téma - véleményem szerint - kínál még a jövőben lehetőségeket a módszertani fejlesztésre mind a paraméterbecslési és tesztelési eljárások, mind a kockázat mérésére használt mutató tekintetében.

# FÜGGELÉK

## I. A BUX kosarának összetétele

	Név	ISIN kód	Tevékenységi terület	Kapitalizáció (millió forint)	Kapitalizáció (%)	Bekerülés éve
1.	BorsodChem	HU0000024633	Vegyi alapanyag- gyártás	71896	1,97	1996
2.	Cofinec	US2043142072	Nagykereskedelem	876	0,24	1996
3.	Danubius	HU0000010285	Szállodaipar, Idegenforgalom	42240	1,16	1994
4.	DÉMÁSZ	HU0000010541	Áramszolgáltatás	66097	1,81	1998
5.	EGIS	HU0000010400	Gyógyszeripar	61507	1,68	1994
6.	Fotex	HU0000010103	Vegyes iparcikk kiskereskedelem	6200	0,17	1991
7.	Graboplast	HU0000010442	Vegyi alapanyag- gyártás	9666	0,26	1994
8.	Matáv	HU0000016522	Távközlés	1504058	41,19	1998
9.	MOL	HU0000010517	Kőolaj feldolgozó ipar	600240	16,44	1996
10.	NABI	HU0000013404	Közúti járműgyártás	20562	0,56	1997
11.	OTP	HU0000010483	Banki szolgáltatás	295350	8,09	1996
12.	Pannonplast	HU0000010376	Vegyi alapanyag- gyártás	18483	0,50	1994
13.	Pick Szeged	HU0000010277	Élelmiszeripar	26215	0,72	1993
14.	Primagáz	HU0000010319	Gázszolgáltatás	8748	0,24	1994
15.	Rába	HU0000017157	Közúti járműalkatrész gyártás	37983	1,04	1998
16.	Richter	HU0000010459	Gyógyszeripar	222454	6,09	1994
17.	Synergon Infomatikai Rt.	HU0000030465	Számítástechnika	26419	0,72	1999
18.	TVK	HU0000025077	Vegyi alapanyag- gyártás	93304	2,56	1996
19.	Zalakerámia	HU0000010210	Ásványi termék gyártás	6885	0,19	1995

Forrás: Budapesti Értéktőzsde (Az 1999. szeptember 1-i felülvizsgálat eredménye)



**II. A A vizsgált országok részvényindexei forint-alapú teljes hozama eloszlásának főbb paraméterei (1991. január – 1997. április)**

	AUS	AUT	BEL	CAN	CH	D
<i>Átlag</i>	0,026849	0,014637	0,027295	0,023282	0,032791	0,025007
<i>Medián</i>	0,024171	0,006804	0,022939	0,022773	0,027638	0,028872
<i>Maximum</i>	0,140035	0,174618	0,165291	0,143556	0,217450	0,177228
<i>Minimum</i>	-0,119472	-0,129914	-0,065725	-0,068402	-0,078200	-0,078124
<i>Szórás</i>	0,054747	0,055340	0,040803	0,047659	0,047365	0,045021
<i>Ferdeség</i>	-0,064713	0,296835	0,694755	0,303211	0,756636	0,226425
<i>Lapultság</i>	2,766148	3,463902	4,188850	2,661878	4,813716	3,960945
<i>Jarque-Bera stat.</i>	0,226220	1,797555	10,58966	1,526569	17,66859	3,573548
<i>p-érték</i>	0,893052	0,407067	0,005017	0,466133	0,000146	0,167500

	DEN	ESP	FR	GB	HUN	IT
<i>Átlag</i>	0,023334	0,027500	0,025296	0,026227	0,029143	0,021259
<i>Medián</i>	0,021173	0,023651	0,026172	0,021747	0,018393	0,007749
<i>Maximum</i>	0,180375	0,235262	0,203938	0,199151	0,585832	0,214606
<i>Minimum</i>	-0,090262	-0,105871	-0,078166	-0,080667	-0,211312	-0,161618
<i>Szórás</i>	0,045650	0,062925	0,051699	0,048265	0,111338	0,075253
<i>Ferdeség</i>	0,443185	0,469657	0,773897	0,666631	2,083042	0,407944
<i>Lapultság</i>	4,323488	3,774684	4,767681	4,579653	10,87312	2,811297
<i>Jarque-Bera stat.</i>	8,034694	4,694413	17,48116	13,53082	251,2507	2,220730
<i>p-érték</i>	0,018001	0,095636	0,000160	0,001153	0,00000	0,329439

	JP	NL	NO	SW	US
<i>Átlag</i>	0,017015	0,031340	0,022678	0,031394	0,029897
<i>Medián</i>	0,008287	0,030499	0,031050	0,025844	0,027563
<i>Maximum</i>	0,175281	0,145092	0,144392	0,326595	0,192375
<i>Minimum</i>	-0,158248	-0,056588	-0,137331	-0,112425	-0,055458
<i>Szórás</i>	0,069010	0,037590	0,061225	0,069716	0,042112
<i>Ferdeség</i>	0,404246	0,198917	-0,352369	0,991507	0,669630
<i>Lapultság</i>	2,973559	3,463091	2,719963	5,978607	4,895317
<i>Jarque-Bera stat.</i>	2,072135	1,180299	1,821078	40,54740	17,05516
<i>p-érték</i>	0,354847	0,554244	0,402307	0,000000	0,000198

**II. B A deviza árfolyamhozamok eloszlásának főbb paraméterei  
(1991. január – 1997. április)**

	AUS	AUT	BEL	CAN	CH	D
<i>Átlag</i>	0,015160	0,013149	0,013185	0,012345	0,013374	0,013144
<i>Medián</i>	0,013168	0,009056	0,009638	0,011211	0,008730	0,009246
<i>Maximum</i>	0,158861	0,159013	0,162723	0,139403	0,167370	0,156412
<i>Minimum</i>	-0,065345	-0,044845	-0,047243	-0,051442	-0,064320	-0,045846
<i>Szórás</i>	0,034960	0,031298	0,031554	0,029506	0,036323	0,031217
<i>Ferdeség</i>	0,779264	2,183790	2,256693	1,099085	1,941257	2,123810
<i>Lapultság</i>	5,573334	10,75302	11,24454	6,709877	9,501943	10,43936
<i>Jarque-Bera stat.</i>	28,66167	250,7528	279,7533	58,88461	181,6057	232,3899
<i>p-érték</i>	0,000001	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

	DEN	ESP	FR	GB	IT
<i>Átlag</i>	0,013342	0,009607	0,013272	0,012918	0,009576
<i>Medián</i>	0,010034	0,008166	0,010856	0,011550	0,010042
<i>Maximum</i>	0,161260	0,184664	0,160639	0,175845	0,164087
<i>Minimum</i>	-0,049793	-0,084408	-0,060673	-0,085672	-0,108597
<i>Szórás</i>	0,031582	0,035374	0,031474	0,033708	0,033209
<i>Ferdeség</i>	2,228794	1,287803	2,201553	1,181269	0,820787
<i>Lapultság</i>	11,05538	10,22783	11,58953	10,35755	9,551259
<i>Jarque-Bera stat.</i>	268,4040	186,4385	295,0301	189,0978	144,4436
<i>p-érték</i>	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

	JP	NL	NO	SW	US
<i>Átlag</i>	0,016024	0,013199	0,012492	0,010747	0,014731
<i>Medián</i>	0,007058	0,008935	0,012377	0,011190	0,011484
<i>Maximum</i>	0,190278	0,158761	0,160853	0,163114	0,137998
<i>Minimum</i>	-0,048091	-0,050946	-0,052189	-0,121934	-0,034844
<i>Szórás</i>	0,038829	0,031377	0,031153	0,034694	0,026350
<i>Ferdeség</i>	2,154498	2,170333	1,970542	0,524887	1,581655
<i>Lapultság</i>	9,943215	10,81819	11,02005	8,922629	8,013216
<i>Jarque-Bera stat.</i>	211,4563	253,2240	252,8689	114,5686	111,2731
<i>p-érték</i>	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000



### III. Forint leértékelések (1990. jan. – 2000. ápr.)

91.01.31.	1,0 %	95.03.16.	<i>Előre bejelentett csúszó leértékelés</i>
90.02.06.	2,0 %		<i>rendszerének bevezetése</i>
90.02.20.	2,0 %	95.03.16-től	1,9 % (napi leértékelés, mértéke 0,06%/nap)
91.01.07.	15,0 %	95.06.29-től	1,3 % (napi leértékelés, mértéke 0,042%/nap)
91.11.08.	5,8 %	96.01.02-től	1,2 % (napi leértékelés, mértéke 0,04%/nap)
92.03.16.	1,9 %	97.01.01-től	1,2 % (napi leértékelés, mértéke 0,04%/nap)
92.06.24.	1,6 %	97.04.01-től	1,1 % (napi leértékelés, mértéke 0,036%/nap)
92.11.09.	1,9 %	97.08.15-től	1,0 % (napi leértékelés, mértéke 0,033%/nap)
93.02.12.	1,9 %	98.01.01-től	0,9 % (napi leértékelés, mértéke 0,03%/nap)
93.03.26.	2,9 %	98.06.15-től	0,8 % (napi leértékelés, mértéke 0,026%/nap)
93.06.07.	1,9 %	98.10.01-től	0,7 % (napi leértékelés, mértéke 0,023%/nap)
93.07.09.	3,0 %	99.01.01-től	0,6 % (napi leértékelés, mértéke 0,02%/nap)
93.09.29.	4,5 %	99.07.01-től	0,5 % (napi leértékelés, mértéke 0,0163%/nap)
94.01.03.	1,0 %	99.10.01-től	0,4 % (napi leértékelés, mértéke 0,0133%/nap)
94.02.16.	2,6 %	2000.04.01-	0,3 % (napi leértékelés, mértéke 0,0098%/nap)
94.05.13.	1,0 %		
94.06.10.	1,2 %		
94.08.05.	8,0 %		
94.10.11.	1,1 %		
94.11.29.	1,0 %		
95.01.03.	1,4 %		
95.02.14.	2,0 %		
95.03.13.	9,0 %		

Forrás: MNB ([www.mnb.hu/hungarian/3\\_penz/statisztik/leert.htm](http://www.mnb.hu/hungarian/3_penz/statisztik/leert.htm))

## IRODALOMJEGYZÉK

A Budapesti Értéktőzsde Részvényindexének (BUX) kézikönyve (1999)

Budapesti Értéktőzsde, 1-22.

**Adler, M. - Dumas, B. (1983):** International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis

The Journal of Finance 38, 925-984.

**Adjaouté, K. - Tuchschnid, N. S. (1996):** Exchange Rate Dynamics, Currency Risk and International Portfolio Strategies

Finanzmarkt und Portfolio Management 10, 445-461.

**Arditti, F. D. (1971):** Another Look at Mutual Fund Performance

Journal of Financial and Quantitative Analysis 6, 909-912.

**Bekaert, G. - Urias, M.S. (1996):** Diversification, Integration and Emerging Market Closed-End Funds

Journal of Finance 51, 835-869.

**Berend I. (1997):** Az ezredforduló utáni magyar gazdasági növekedés kondíciói

Az ezredforduló utáni magyar gazdaság (Tanulmányok a gazdasági rendszerváltás időszakából), I. kötet, Janus Pannonius Egyetemi Kiadó, 115-192.

**Black, F. (1989):** Universal Hedging: Optimizing Currency Risk and Reward in International Equity Portfolios

Financial Analysts Journal, July-August, 16-22.

**Brückner G. (1999):** Amit a befektetési alapokról tudni kell

ETK-füzetek, ETK Szolgáltató Rt.



**Bugár Gy. (1994):** A portfólió kiválasztás döntési kritériumai és a várható megtérüléskockázat hatékonyságra épülő analitikus modellek, Doktori értekezés

Janus Pannonius Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar, Pécs

**Bugár Gy. (1997):** Portfólió elemzés

Janus Pannonius Egyetemi Kiadó.

**Bugár, Gy. - Maurer, R. (1997):** International Portfolio Diversification for European Countries: The Viewpoint of Hungarian and German Investors

Mannheimer Manuskripte zu Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft Nr. 101, 1-27.

**Bugár Gy. (1998):** Az értékpapírok piaci kockázatának méréséhez

Bankszemle 1998/1-2, 54-62.

**Bugár Gy. (1998):** Hatékony részvénykombinációk és kockázatcsökkentési stratégiák a BÉT-en

Bankszemle 1998/8, 59-67.

**Bugár Gy. - R. Maurer (1999a):** Nemzetközi portfólió diverzifikáció a magyar és a német befektetők nézőpontjából

Sigma, XXX. évfolyam, 1-2. szám, 33-54.

**Bugár, Gy. - Maurer, R. (1999b):** Performance of International Portfolio Diversification Strategies: The Viewpoint of German and Hungarian Investors

Kredit und Kapital 32/4, 581-609.

**Bugár, Gy. - Maurer, R. (1999c):** International Portfolio Diversification for European Countries: The Viewpoint of Hungarian and German Investors

Proceedings of the International AFIR Colloquium (24-27 August 1999), Tokyo, Japan, 63-93.

**Bugár, Gy. - Maurer, R. (1999d):** Efficient Risk Reducing Strategies by International Diversification: Evidence from a Central European Emerging Market

Sonderforschungsbereich 504 working paper series, Nr. 99-88, 1-20.

**Brealey, R. A. - Myers, S. C. (1992):** Modern vállalati pénzügyek (Principles of Corporate Finance, Hungarian edition)

Panem Kft, Budapest.

**Chunhachinda, P. - Dandapani, K. - Hamid, S. - Prakash, A.J. (1997):** Portfolio Selection and Skewness: Evidence from International Stock Markets

Journal of Banking and Finance 21, 143-167.

**Elton, E.J. - Gruber, M.J. (1991a):** Modern Portfolio Theory and Investment Analysis

John Wiley & Sons Inc., Fourth edition.

**Elton, E.J. - Gruber, M.J. (1991b):** International Diversification from a Swiss Perspective

Finanzmarkt und Portfolio Management 5/2, 120-129.

**Eun, C.S. - Resnick, B.G. (1988):** Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection

The Journal of Finance 43, 197-215.

**Eun, C.S. - Resnick, B.G. (1994):** International Diversification of Investment Portfolios: U.S. and Japanese Perspectives

Management Science 40, 140-160.

**Értékpapír- és devizajogszabályok 1998**

Saldo Pénzügyi Tanácsadó és Informatikai Rt., Budapest

**Éves jelentés (1997)**

Budapesti Értéktőzsde



Éves jelentés (1998)

Budapesti Értéktőzsde

Facts and Prospects (1996)

Budapest Stock Exchange

**Frost, P. A. - Savarino, J. E. (1986):** An Empirical Bayes Approach to Efficient Portfolio Selection

Journal of Financial and Quantitative Analysis 21, 293-305.

**Gibbons, M. - Ross, S. - Shanken, J. (1989):** A test of the Efficiency of a Given Portfolio  
Econometrica 57, S 1121-1152.

**Glen, J. - Jorion, P (1993):** Currency Hedging for International Portfolios

Journal of Finance 48, 1865-1886.

**Grauer, R. R. - Hakansson, N.H. (1987):** Gains from International Diversification: 1968-85 Returns on Portfolios of Stocks and Bonds

Journal of Finance 42, 721-741.

**Grubel, H. G. (1968):** Internationally Diversified Portfolios

American Economic Review 58, 1299-1314.

**Haavisto, T. - Hansson, B. (1992):** Risk Reduction by Diversification in the Nordic Stock Markets

Scandinavian Journal of Economics 94, 581-588.

**Hadar, J. - Russell, W.R. (1969):** Rules for Ordering Uncertain Prospects

American Economic Review 59, 25-34.

**Hajdu O. - Pintér J. - Rappai G. - Rédey K. (1994):** Statisztika I.

Janus Pannonius Egyetemi Kiadó.

**Hanoch, G. - Levy, H. (1969):** The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk

Review of Economic Studies 36, 335-346.

**Haugen, R. A. (1986):** Modern Investment Theory  
Prentice-Hall.

**Hermes, N. - Lensink, R. (2000):** Financial System Development in Transition Economies  
Journal of Banking and Finance 24, 507-525.

**Hicks, J. R. (1935):** A Suggestion for Simplifying the Theory of Money  
Economica, February, 1-19.

**Huang, C. - Litzenberger, R. H. (1988):** Foundations for Financial Economics  
North-Holland.

**Jennrich, R. I. (1970):** An Asymptotic  $\chi^2$  Test for the Equality of Two Correlation Matrices  
Journal of American Statistical Association 65, 904-912.

**Jobson, J. D. - Korkie, B. M. (1981a):** Performance Hypothesis Testing with the Sharpe and Treynor Measures  
The Journal of Finance 36, 889-908.

**Jobson, J. D. - Korkie, B. M. (1981b):** Putting Markowitz Theory to Work – Some Simple and Tractable Methods to Improve the Applicability of Markowitz Theory  
The Journal of Portfolio Management, Summer, 70-74.

**Jorion, P. (1985):** International Portfolio Diversification with Estimation Risk  
Journal of Business 58, 259-278.

**Jorion, P. (1986):** Bayes-Stein Estimation for Portfolio Analysis  
Journal of Financial and Quantitative Analysis 21, 279-292.



**Jorion, P. (1989):** Asset Allocation with Hedged and Unhedged Foreign Stocks and Bonds  
- Impressive Empirical Evidence of the Case for International Diversification of Both  
Stocks and Bonds

The Journal of Portfolio Management, Summer, 49-54.

**Jorion, P. (1994):** Mean/Variance Analysis of Currency Overlays

Financial Analysts Journal, May-June, 48-56.

**Jorion, P. - W. N. Goetzmann (2000):** A Century of Global Stock Markets

NBER Working Paper No. W7565, issued in February 2000, 1-30.

**Kaplanis, E. C. (1988):** Stability and Forecasting of the Comovement, Measures of International Stock Market Returns

Journal of International Money and Finance 7, 63-75.

**Kostolany, A. (1992):** Tőzsdepszichológia

Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.

**Kraus, A. - Litzenberger, R. H. (1976):** Skewness Preference and the Valuation of Risk Assets

Journal of Finance 31, 1085-1100.

**Kroll, Y. - Levy, H. - Markowitz, H. M. (1984):** Mean-Variance versus Direct Utility Maximization

Journal of Finance 39, 47-61.

**Lessard, D. R. (1973):** International Portfolio Diversification: Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries

Journal of Finance 28, 619-633.

**Lessard, D. R. (1976):** World, Country, and Industry Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification

Financial Analysts Journal 32, 32-38.

**Levy, H. (1973):** Stochastic Dominance, Efficiency Criteria and Efficient Portfolios: Multi Period Case

American Economic Review 63, 986-994.

**Levy, H. (1992):** Stochastic Dominance and Expected Utility: Survey and Analysis,  
Management Science 38, 555-593.

**Levy, H. - Kroll, Y. (1978):** Ordering Uncertain Options with Borrowing and Lending  
Journal of Finance 33, 553-573.

**Levy, H. - Lim, K. C. (1994):** Forward Exchange Bias, Hedging and the Gains from  
International Diversification of Investment Portfolios  
Journal of International Money and Finance 13, 159-170.

**Levy, H. - Markowitz, H. M. (1979):** Approximating Expected Utility by a Function of  
Mean and Variance  
American Economic Review 69, 308-317.

**Levy, H. - Sarnat, M. (1970):** International Diversification of Investment Portfolios  
American Economic Review, 668-675.

**Levy, H. - Sarnat, M. (1970):** Alternative Efficiency Criteria: An Empirical Analysis  
Journal of Finance 25, 1153-1158.

**Levy, H. - Sarnat, M. (1984):** Portfolio and Investment Selection – Theory and Practice  
Prentice Hall.

**Liljeblom, E. - Löflund, A. - Krokfors, S. (1997):** The Benefits from International  
Diversification for Nordic Investors  
Journal of Banking and Finance 21, 469-490.

**Logue, D. E. (1982):** An Experiment in International Diversification – Result: Active  
Investors, Beware!  
The Journal of Portfolio Management, Fall, 22-27.



**Longin, F. - Solnik, B. (1995):** Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960 - 1990?

Journal of International Money and Finance 14, 3-26.

**Lukács O. (1987):** Matematikai statisztika

Műszaki Könyvkiadó, Budapest.

**Makov, E. E. - Smith, A. F. - Lin Y. F. (1996):** Bayesian Methods in Actuarial Science  
The Statistician 45, 503-515.

**Markowitz, H. M. (1952):** Portfolio Selection

The Journal of Finance 7, 77-91.

**Markowitz, H. M. (1956):** The Optimization of a Quadratic Function Subject to Linear Constraints

Naval Research Logistics Quarterly 3, 111-133.

**Markowitz, H. M. (1959):** Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments

Wiley (Yale University Press, 1970; Basil Blackwell, 1991).

**Markowitz, H. M. (1985):** Mean-Variance Efficient Sets: Their Shapes, Properties and Computation

Draft, City University of New York.

**Markowitz, H. M. (1987):** Mean-Variance Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets

Basil Blackwell.

**Markowitz, H. M. (1991):** Foundations of Portfolio Theory (Nobel Prize Lecture)

Journal of Finance 46, 469-477.

- Meric, I. - Meric, G. (1989):** Potential Gains from International Portfolio Diversification and Inter-Temporal Stability and Seasonality in International Stock Market Relationships  
Journal of Banking and Finance 13, 627-640.
- Merton, R. (1980):** On Estimating the Expected Return on the Market  
Journal of Financial Economics 8, 323-361.
- Noetzlin, B. - Solnik, B. (1982):** Optimal International Asset Allocation – Lessons from the Past  
The Journal of Portfolio Management, Fall, 11-21.
- Odier, P. - Solnik, B. (1993):** Lessons for International Asset Allocation  
Financial Analysts Journal, March-April, 63-77.
- Parhizgari, A.M. - Prakash, A.J. (1989):** Tests of the Equality of Dispersion Matrices  
The Journal of the Royal Statistic Society 38, Series C, 553-564.
- Perold, A.F. - Schulman, E.C. (1988):** The Free Lunch in Currency Hedging: Implications for Investment Policy and Performance Standards  
Financial Analysts Journal, May-June, 45-50.
- Pratt, J.W. (1964):** Risk Aversion in the Small and in the Large  
Econometrica 32, 122-136.
- Reid, D.W. - Tew, B. V. (1986):** Mean –Variance versus Direct Utility Maximization: A Comment  
Journal of Finance 41, 1177-1179.
- Roll, R. (1978):** Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line  
Journal of Finance 33, 1051-69.
- Rotyis J. (1999):** Amit a tőzsdéről és a kockázatokról tudni kell  
ETK-füzetek, ETK Szolgáltató Rt.



**Rudolf, M. - Zimmermann, H. (1998):** An Algorithm for International Portfolio Selection and Optimal Currency Hedging

in: W.T. Ziemba and J.M. Mulvey (eds.), Worldwide Asset and Liability Modelling, 315-340.

**Samuelson, P. A. (1970):** The Fundamental Approximation Theorem of Portfolio Analysis in Terms of Means, Variances and Higher Moments

The Review of Economic Studies 37, 537-542.

**Scott, R.C. - Horvath, P. A. (1980):** On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance

Journal of Finance 35, 915-919.

**Scholtens, B. (2000):** Financial Regulation and Financial System Architecture in Central Europe

Journal of Banking and Finance 24, 525-555.

**Sen, P.K. - Puri, M. L. (1968):** On a Class of Multivariate Multisample Rank Order Tests II. Tests for Homogeneity of Dispersion Matrices

Sankhyā, The Indian Journal of Statistics, Series A, Vol. 30, 1-22.

**Sharpe, W. F. (1963):** A Simplified Model for Portfolio Analysis

Management Science, January, 277-293.

**Sharpe, W. F. (1991):** Capital Asset Prices with and without Negative Holdings

Journal of Finance 46, 489-509.

**Simkowitz, M. - Beedles (1978):** Diversification in a Three Moment World

Journal of Financial and Quantitative Analysis 13, 927-941.

**Solnik, B. (1974a):** Why not Diversify Internationally Rather Than Domestically?

Financial Analysts Journal 30, 48-54.

**Solnik, B. (1974b):** An Equilibrium Model of the International Capital Market  
Journal of Economic Theory 8, 500-524.

**Solnik, B. (1996):** International Investments  
Addison-Wesley Publishing Company, Third edition.

**Surányi Gy. (2000):** Building up a Financial Market (az MNB elnökének a Nemzetközi Kereskedelmi Kamara (ICC) kongresszusán elmondott beszéde)  
[www.mnb.hu/hungarian/1\\_jegy/nyilatkoz/000504.htm](http://www.mnb.hu/hungarian/1_jegy/nyilatkoz/000504.htm)

**Tsiang, S. C. (1972):** The Rationale of the Mean-Standard Deviation Analysis, Skewness Preference, and the Demand for Money  
The American Economic Review 62, 354-371.

**Tőzsdei szakvizsga felkészítő (1998)**  
Közép-Európai Brókerképző Alapítvány.

**Varga J. (1991):** Autoregresszív folyamatok előrejelzése Bayes-módszerrel  
Sigma, 1991/1-4, 75-84.

**Vörös. J - Kriens, J. - Strijbosch, L. W. G. (1999):** A Note on the Kinks at the Mean-Variance Frontier  
European Journal of Operational Research 112, 236-239.

**Whitmore, G. A. (1970):** Third-Degree Stochastic Dominance  
American Economic Review 60, 457-459.

#### **Internet források:**

[www.bamosz.hu](http://www.bamosz.hu) (a Befektetési Alapkezelők Magyarországi Szövetsége honlapja)  
[www.bet.hu](http://www.bet.hu) (a Budapesti Értéktőzsde honlapja)  
[www.mnb.hu](http://www.mnb.hu) (a Magyar Nemzeti Bank honlapja)  
[www.mti.hu](http://www.mti.hu) (a Magyar Távirati Iroda honlapja)  
[www.papers.nber.org](http://www.papers.nber.org) (a National Bureau of Economic Research honlapja)  
[www.oecd.org](http://www.oecd.org) (a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet honlapja)



**Törvények, jogszabályok:**

1991. évi LXIII. törvény a befektetési alapokról

92/1996. Kormányrendelet

1995. évi XCV. törvény a devizáról

1996. évi CXI. törvény az értékpapírok forgalomba hozataláról, a befektetési szolgáltatásokról és az értékpapír-tőzsdéről



